مبادئ علم 4 **گ** دكتور

مبادئ علم **الإحـــاع**

2003 / 2004

حقوق التأليف والطبع والنشر محفوظة للمؤلف

سلاالعالج

مقدمة

إذ ذانت أممية علم الإحصاء في الأونة الأخيرة، حتى أصبح من العلوم الأساسية التي, لا غنى عنها في مختلف البحوث والدراسات الطمية والتطبيقية في المجالات الإقتصادية والإجتماعية، بل ساعدت على تحقيق التقدم والمتطور في ميادين عديدة كالطلب والهندسة والزراعة، وكذلك في مجال العلوم الإنسانية تعلم النفس والإقتصاد والإدارة والمحاسبة.

كما كان لتزايد إستخدام الأساليب الإحصائية أثراً فعالاً في إتخاذ القرارات وإجراء عمليات التقييم على أسس علمية وموضوعية في ظل تزايد التعقد في العمليات الاقتصادية في المشروعات الخاصة والعامة.

ونظراً لأن الدراسة الحديثة في كليات ومعاهد الاقتصاد والتجارة تتطلب أن يلم الباحث والطالب بالقدر الملائم من الأساليب الإحصائية وتطبيعاتها في المجالات الإدارية والإقتصادية والمحاسبية.

لذا تناولت الدراسة، تعريف علم الاحصاء، وطرق وأساليب جمع البيانات والمعلومات الاحصائية، وطرق عرضها وتصنيفها جدولياً وبيانياً، ومقاييس النزعة المركزية، ومقاييس النشتت المطلق والنسبى، ومنحنى لورنز ومقاييس الالتواء والعزوم والتفرطح المختلفة ومعاملات الانحدار والأرتباط والإقتران، بجانب الأرقام القياسية وتعديلها واختبارها، والسلاسل الزمنية بمكوناتها المختلفة كوسيلة هامة من وسائل التخطيط والتنبؤ. وقد روعى فى هذا الكتاب فى طبعته الأخيرة المعدلة والمنقحة تقديم الأساليب الإحصائية فى صورة مبسطة وتطبيقية بحيث تكون عوناً للباحثين وطلاب كليات النجارة والإقتصاد.

وأخيراً تأمل أن يجد الباحث والطالب في هذا المؤلف ما نرجوه له وما يرجوه لنفسه.

ونسأل الله العون والتوفيق ،،،

المؤلسف

الفصل الأول مقدمــة وتعـــاريـف

تطور مفهوم علم الإحصاء تدريجياً منذ القدم حتى وصل إلى ما هو عليه الآن من أسس ومبادئ ونظريات ثابته ومعروفه ، كما تلازمت زيادة أهمية واستخدام هذا العلم بتطور مفاهيمه ونظرياته في مراحله المختلفة ، وذلك بفصل مساهمة مجموعة من العلماء والباحثين بأبحاثهم وخبراتهم القيمة في هذا المجال ، هذا بجانب ما أسهمت به الجمعيات العلمية للاحصاء واصدارها لمجلات متخصصة في هذا الشأن ، وأيضاً كأن لظهور وإنشاء الاقسام الاحصائية المتخصصة بالجامعات أثراً ملموساً وفعالاً في تطور المعاهد العلمية وظريات ذلك العلم وتطبيقاته في معظم أو كل مجالات الدياة العلمية والعملية .

١ _ نشأة وتطور علم الإحصاء :

بدأ مفهوم الإحصاء بمعنى الحصر والعد منذ قدماء المصريين ، حيث قاموا بحصر السكان، وثروة مصر، لأهداف سياسيه واجتماعية ، ولم يختلف الأمر في العصور الوسطى، حيث تم جمع الحقائق الخاصة بشئون الدولة ، وذلك بحصر أعداد السكان وثرواتهم ودخولهم لأسباب دفاعية وماليه محدوده كجبايه الصرائب ، لكن في القرنين الأخيرين تطور الحال إلى ما يعرف بالحساب السياسي بالدولة فتناولت الإحصاءات الرقمية أعداد السكان واعداد المواليد والوفيات بها ، وإيراداف توفقات الدولة ، هذا بجانب إنتاج الدولة من المحاصيل المختلفة ، وذلك لأمداف انمائيه ، ولتقديم الخدمات الصرورية للسكان في مجالات متعددة كالزراعة والصحة والتعليم والإقتصاد والمساعدات الابتماعية مولا نتكر ماحدث أخيراً من تطور هائل في علم الرياضيات لما له من أثر ايجابي وفعال على تطور الأس الرياضية للم الإحصاء على أيدى علماء بارزين منهم جاوس، وبايز ، وباسكال، وبيرسون، وفيشر الغ ، عتمولة من فن إلى علم له أسسه ونظرياته ، كما كان لظهور الدورة الإدارية

والتخطيطيه في كثير من الدول في القرن العشرين أثراً بالغاً في إقتناع الخاصة والعامة من علماء ومسئولين بأهمية الحاجة إلى البيانات الإحصائية ، والطرق الاحصائية ، والنظريات الإحصائية في علوم ومجالات تطبيقية جديدة ، كعلوم النقلك ، والوراثة والأخياء ، وعلوم الزراعة والصناعة والأقتصاد والتجارة ، والطب وعلم النفس الخ، كما كان للمزج بين علم الاحصاء وعلوم أخرى كادارة الأعمال والاقتصاد والزراعة والطب في ظهور علوم أخرى كبحوث العمليات والوقتصاد القياسي ... الخ ، حيث تعتبر النظريات والطرق الإحصائية في كل ما تقدم هي العامل المشترك في محاولاتها لإتخاذ القرارات في جميع أوجه نشاط إتخاذ القرارات في المجالات التطبيقه السابقة .

وأنعكاساً لكل ما سبق فقد أيقنت كافه دول العالم والهيئات الدولية المختلقة بأهمية الإحصاء في كافة المجالات، فسنت التشريعات لتنظيم العمليات والنشاط الإحصائي، بها، فأنشأت بها أجهزة مركزية، ومحلية متخصصة في مجالات الإحصاء تصدر عنها نشرات إحصائية دورية تغطى كافة المجالات السكانية والإجتماعية والتجارية والصناعية والزراعية والصحية الخ .

٢ ـ تعريف علم الإحصاء:

يمكن تعريف علم الإحصاء ، بأنه العلم الذي يهتم بالدراسات الخاصة بالمجتمعات والظواهر الإحصائية المقيسه، (١) من حيث جمع وتسجيل الحقائق الخاصة بها ثم تنظيمها وتلخيصها بطريقه يسهل معه عرض هذه الحقائق وتخليلها بما يساعد على تفهم إتجاهاتها وعلاقتها ببعضها البعض ، بهدف تفهم حقيقة هذه الظواهر والمجتمعات وتلمس القوانين والنظريات التي تحكمها بما يساعد على الوصول إلى تحديد قيمتها في الحاضر والتنبؤ بقيمتها في المستقبل سواء تعلقت هذه الدراسات بظواهر علمية بحتة أو اقتصادية أو إجتماعية، أي أنه

⁽١) وهى الظراهر الذي هى نفسها عبارة عن مطومات رقعية أو يمكن تحويلها إلى مطومات رقعية ، حبيث أن المنهاج الاحصائي بيداً أولاً بجمع المطومات عن الظاهرة موضوع البحث فاذا لم تكن هذه المطومات عبارة عن أرضام أو يمكن تحويلها للى أو قام يتحذر بذلك تطبيق العنهاج الاحصائي .

يعتبر علم إتخاذ القرارات الموضوعية في ظل توافر معلومات محدودة بهدف التطبيق على كافة الطم الأخرى والتوصل إلي قرارات حكيمة نزيد من درجة الأطمئنان لمثل هذه القرارات.

٣ _ مجالات ومراحل علم الإحصاء :

(أ) من التعريف السابق لعلم الإحصاء يتبين أن مجالات علم الإحصاء تتحصر في مجالين:

أولهما: الإحصاء الوصفى (Discriptive Statistics).

ويتضمن الطرق العلمية لجمع البيانات عن ظاهرة معينة ، وتسجيلها وتنظيمها وفق تصنيف محدد ، وعرضها سواء في صورة جداول إحصائية أو رسوم بيانية أو هندسية، تمهيداً لوصف مثل هذه البيانات بمقاييس تمبر عن خصائصها الأساسية عن طريق حساب مقاييس النزعة المركزية ومقاييس النثيت ، وغيرها من المقاييس الأخرى .

ثانيهما: الإحصاء الإستدلالي أو الإستتاجي (Analytic Statistics)

ويتضمن مجموعة الطرق العلمية والإحصائية التي تقداول تقدير معائم المجتمع بناء على البيانات الإحصائية التي تم جمعها من عيله مسحوبة من هذا المجتمع باستخدام نظرية الاحتمالات، وذلك وفق مفاهيم ونظريات محددة . Test of hypotheses . ونظرية إختبارات الفروض Test of hypotheses .

(ب) مراحل أو خطوات المنهاج الإحصائي (١)

أولاً : تحديد المشكلة ووضع الفروض .

ثانياً : جمع البيانات الإحسائية .

ثالثا : تحديد وتبويب وعرض البيانات الإحصائية .

رابعاً: تعليل السانات الاحصائية.

⁽١) يلاحظ أن خطوات هذا المنهاج لا تختلف عن خطوات المنهاج العلمي في بحث أي مشكلة أيا

خامساً : إستخلاص وتفسير وإستخدام النتائج الإحصائية .

وسنتناول في هذا الجزء كل من هذه المراحل بشئ من الإيجاز تمهيد لتناولها بالتفصيل في الأجزاء اللاحقه .

أولا : تحديد المشكلة ووضع الفروض لحلها :

تبدأ المعلية الإحسائية بمشاهدة الظراهر التي نرغب في دراستها ، ومن هنا يتواد الإحساس بالمشكلة ووضع فرض مبدئي لتفسير الظاهرة موضوع المحص^(۱) فإذا كانت المشكلة نروق الباحث ، فيتطلب الأمر منه تفسيرها وتعديد أبعادها وتصور العلول الممكلة لها، ويتأتي ما سبق بوضع فرص مبدئي لتفسير الظاهرة موضوع البحث لها ولا يتأتي ما نسق بوضع فرص مبدئي لتفسير حيث نشأتها وأهمية دراستها، ونوع البيانات اللازمة لدراستها وسبل تعليليها واستخدام المفهوم السابق يسهل على الباحث تحديد البيانات الوجب عليه جمعها في أسرع وقت وبأقل تكلفة من ناحية، ثم تقرير الباحث إلى المهول المجزئي أو الكلي للفرض المبدئي لتفسير الظاهرة أو رفضه والبحث عن فرض آخر بديل وذلك بوضع حدود جديدة للمشكلة وبيان الطريق إلى حلها من ناحية أخرى ويعتبر ما تقديم الخطوة الأولى في أي بحث علمي.

النا : جمع اليانات الاحصالية :

وسنهتم هنا بمصادر بيانات للمشكلة مومنوع البحث، وهل سيتم الجمع من مصادر غير مباشرة (تاريخيه) لم من مصادر مباشرة (ميدانية)، وفي الحالة الأخيرة فهل يتم ذلك بأسلوب الحصر الشامل لم بأسلوب العينات، مع

⁽١) والغرض المبدئي، هو معاولة لفكرة محددة أو إقداح تجويهي ينصل بطيومة الظاهرة موضوع الهحث، وهو يعتمد على براعة وخبرة الباحث فمثلاً ظاهرة البطالة بين الممال والضريهين ترجع مسبباتها المخطقة قد ترجع إما إلى مستويات الأسعار أو مستويات الأجور أو كميات اللغد المتداول أو كمية الإنتاج أو حركة التصدير وربما توزيع الضريهين وبدراسة هذه المسهبات مجتمعة أو مفاردة وأثر كل نمها على مشكلة البطالة سدييين لدا أيهما انتصالاً بموضوع البحث فتولية أهضامنا من حيث جمع البيانات عنه وتعليلها وقد تهمل الأخرى.

الأخد في الأعتبار طبيعة المجتمع موصوع الدراسة وطبيعة البيانات المطلوبة وحجمها والامكانيات المادية والبشرية والزمنية اللازمة لإعداد هذه الدراسة ولخيراً الوسيلة المناسبة لجمع مثل هذه البيانات .

ثالثًا : تجهيز وتبويب وعرض البيانات الإحصائيـــة :

وتتضمن هذه المرحلة بعد مراجعة كشوف البحث أو صحائف الإستبيان عمليه تجهيز وتبويب وعرض هذه البيانات وذلك بإجراء عمليات الترميز والتقيب ومراجعتها اذا كان هجم البيانات كبيراً والغزز والتبريب بطريقة تساعد على فهم مدلولها والاستفادة منها، ويكون ذلك بعرضها إما في صعورة جداول رقعية وتوضيحها في صعورة رسوم بيانيه أو أشكال هندسية مختلفة ، وتعبر هذه المرحلة هامة وضرورية خاصة إذا كان مصدر البيانات لأنه يساعد فيما بعد على تعليلها.

رابعاً: تحليل وقياس البيانات الإحصالية:

وتتضمن هذه المرحلة إجراه عمليات التحليل المختلفة بطريقة تدفق وإحتياجات المشكلة موضوع الدراسة وذلك باستخدام بعض المقابيس الاحصائية التى تصف لذا توزيع الظاهرة موضوع البحث بطريقة مختصرة ، وكذا قياس درجة تباين أو عدم تجانس توزيع بهانات هذه الظاهرة ، بالإضافة إلى تعديد العلاقة أو درجتها واتجاهها بين ظاهرتين أو أكثر ، بجانب استخدام هذه العلاقة للتنبؤ بقيم منفير (۱) بدلالة متغير آخراً أو عدة متغيرات أخرى ، كل ذلك هسب ما ينفق مع طبيعة المشكلة التى يتم دراستها ، وبعطى آخر بإستخدام مقابيس الذرعة المركزية ، ومقابيس الشتت والالتواء والإرتباط والانحدار . الخ.

خامساً: إستخلاص وتفسير واستخدام التتالج الإحصائية:

بإنتهاء مرحلة تعاول وقياس البيانات يصبح أمام الباحث الاحصائي نتائج رقعية معددة مقعة ويتعين عليه بعد ذلك تضير هذه النتائج بحكمه ومهارة

⁽١) المتغير الاحصائي عو ظاهرة ما تأخذ قوماً مخطقة أر صور مخطفة تبعاً الطروف المخطقة .

وموضوعية تنفق مع طبيعة التحليل الاحصائى الذى تم إجراؤه ، وبالطبع فإن عمليه التفسير المشار إليها لا تكون ذلت طبيعة إحصائية بحته ، ولكنها تحتاج أيضاً لخبرات ذلت معرفة علميه وثيقه بموضوع البحث الإساسى، كل ذلك بعدف التنبؤ أو التقرير والتحقيق للظاهرة موضوع البحث ، أى أنه بعد وضع الباحث لفرض ما ، وقيامه بدراسات متعددة التحقيق فرضه ، يمكله باستخدام الأساليب الاحصائية والرياضية والمنطقيه إستخلاص ندائج مختلفة عن موضوع بحله .

الفصل الشانى جمع البيانات والمعلومات الإحصائية

يبدأ البحث الإحصائي سواء تعلق بظاهرة علمية أو أقتصادية أو اجتماعية بقيام الباحث أو الجهه المشرفة على البحث بمنافشة البيانات والمعلومات اللازمة عن الظاهرة موضوع الدراسة، وبعد إستقرار الرأى على هذه البيانات تبدأ أهم وأخطر مرحلة إحصائية، وهي مرحلة جمع هذه البيانات، فإذا توافرت فيها الموضوعية والدقة والبعد عن الأخطاء انعكس ذلك في دفة التحليل وصحة النتائج والإستنتاجات الإحصائية التي يحصل عليها الباحث أو الجهة المشرفة على البحث والعكس صحيح ، مع الأخذ في الإعتبار الامكانيات المادية والعينيه والزمنية (الوقت اللازم الدراسة) المتوافرة لاجراء هذه الدراسة من القائمين عليه ومجال استخدام نتائجه ، لهذا كان علينا مناقشة كل ما يتعلق بمثل هذه البيانات (المعلومات) الاحصائية من حيث مصدرها ، وطبيعتها ، وطبي ووسائل جمعها وتكاليفها الخ .

 ١ - مصادر البيانات الاحصائية : يمكن تقسيم مصادر البيانات الإحصائية إلى مصدرين أساسين :

أولا : المصادر الأولية (التاريخية): ويطلق على مصادر البيانات الدى قامت بجمعها ونشرها بنفسها بعض الجهات والهيئات المحلية والمركزية حكومية أو غير حكومية سواء أكانت قومية أو دولية ، وتنعلق بالظاهرة موضوع الدراسة ، فمثلاً الوثائق والتقارير الدورية وغير الدورية التى تنشرها الشركات والرزارات المختلفة وأجهزة الإحصاء المركزية والهيئات الدولية تعتبر مصادر أوليه (أساسيه) ، لكن لو تم نشر البيانات الاساسية المهات المشار اليها عاليه بعد اقتباسها عن طريق جهات أخرى كالهيئات الصحفية في جرائدها أو مجلاتها أو في منشورات لباحثين أخرين أو مؤلفي كتب وما شابه ذلك وفقاً لما تتطلبه مثل هذه البحوث أو أغراض النشر من تعديل أو تصوير في البيانات الاساسية فإن المصادر الأخيرة علماق عليها مصادر ثانوية (غير أصلية)

وبالطبع الإعتماد على بيانات المصادر الأولية الأساسية أفضل من الاعتماد على بيانات المصادر الثانوية، فالأولى نعتبر مصادر مباشرة ، والثانية تعتبر مصادر غير مباشرة ، هذا بجانب أن الأولى تحتوى على نفسيرات وتوضيحات عن طبيعة مجتمع الدارسة ووحداته ، وكافة مستنداته بعكس الثانية، أيضاً فإن البيانات في الثانية قد تتعرض لأخطاء من جراء عملية نقل البيانات أو تفسيرها ، وأخيراً فإن من مزايا المصادر التاريخية أن تكاليفها المادية والعينية نظر والزمنية محدودة أو تكاد أن تكون منعدمة في أحيان كثيرة من وجهة نظر الباحث الأحصائي .

ثانياً : المصادر الميدانية : وفيه يقوم الباحث بنفسه بجمع البيانات التى يريدها مباشرة من ميدان بحثه ، ولا يلجأ الباحث إلى المصادر الميدانية إلا في حالة استحاله أو تعذر الحصول على البيانات من المصنادر التاريخية ، أما لعدم وجودها أو لصعوبة الحصول عليها أو لسريتها أو لعدم كفاية البيانات المنشورة بها لإجراء الدراسة المطلوبة ، ويتم جمع البيانات الميدانية من خلال المنشورة بها لإجراء الدراسة المطلوبة ، تحتوى على مجموعة من الأسئلة ، وبالحصول على إجابات على هذه الاسئلة يتوافر الباحث البيانات التى يتطلبها بحثه أو دراسته ، وبالطبع فإنه في مثل هذا النوع من مصادر البيانات ، يقتضى الأمر فيه الاتصال المباشر بمفردات مجتمع البحث لجمع الأجو به منها على طريق الاستمارات الإحصائية ، وبعد تجميع هذه الإستمارات وتغريغ على طريق الاستمارات الإحصائية ، وبعد تجميع هذه الإستمارات وتغريغ والمصدر الميداني للبيانات يتطلب تكاليف مادية وعينية وزمنية تغوق بكثير والمصدر الميداني للبيانات يتطلب تكاليف مادية وعينية وزمنية تغوق بكثير مثيلاتها من المصادر الأوليه (التاريخيه) .

والسؤال الذي يتبادر إلى الذهن هنا ، كيف ، ومتى ، وأين يستخدم المصدر الميداني لجمع البيانات اللازمة للدارس أو الباحث ؟

وللإجابة على ما سبق يتطلب الأمر مناقشة كل من (باختصار) .

ـ أساليب جمع البيانات من الميدان

ـ وسائل جمع البيانات من الميدان

أولاً ؛ أساليب جمع البيانات من الميدان

أن معرفة كل من المعابير التالية هي التي تحدد الأسلوب الملائم لجمع البيانات الاحصائية من ميدان الدراسة :

أولاً: نطاق مجال البحث أو الدراسية (أي عدد مفردات مجتمع الدراسة).

ثانياً: الهدف من الدراسة.

فإذا كان نطاق مجال البحث واسعاً جنا ، أى إذا كان عدد مفردات مجتمع الدراسة كبير جداً ومحدداً وملموساً وعما إذا كانت طبيعة مفردات البحث والدراسة لا تتعرض لتلف أو الهلاك من جراء عملية العد أو الحصر، وكان الهدف من الدراسة الوصول إلى نتائج شامله ودقيقة عن مجتمع البحث، بغرض إستخدام هذه النتائج في إجراء دراسات أخرى أكثر شمولاً ودقة واحتياجا للمجتمع السكاني ، كأن تستخدم في عمليات التخطيط والتبنؤ بالمستقبل في مجال محدد على سبيل المثال ، في ظل الظروف السابقه يتطلب الأمر صرورة إستخدام أسلوب المصر الشامل بشرط توافر الإمكانيات المادية والعيدية والبشرية والزمنية اللازمة لإجراء الدراسة ، لذا يستخدم أسلوب الحصر الشامل في التعددات العامة للسكان والتعددات العامة للسكان

لكن إذا كان نطاق مجال البحث واسعاً وغير محدود أو ملموس مع تعرض مغردات مجتمع البحث التلف أو الهلاك من جراء عملية الحصر أو العد، وكان الهدف من الدراسة الوصول إلى نتائج أكثر دقة عن مجتمع البحث ، مع توافر إمكانيات مادية وعينية ويشرية وزمنية محدودة لاجراء البحث ، في مثل هذه الظروف يكون من المضروري إستخدام أسلوب « العينات ، عند جمع البيانات من مجتمع الدراسة أو الدحث .

(أ) أسلوب الحصر الشامل (التعدادات) (encus) or (Camplete Caverage)

وفيه يتم جمع البيانات عن الظاهرة موضوع الدراسة من جميع مغردات المجتمع الإحصائي (population) المراد بحثه سواء أكان نطاقه أو مجاله واسعاً أو محدوداً وفي كلا الحالتين يتطلب هذا لأسلوب توافر إمكانيات مادية وبشرية وعينيه وزمنية أكبر نسبياً من أسلوب المينات .

(ب) : اسلوب العينات (أو المعاينة) (Sampling)

وبمقتصنى هذا الاسلوب يتم جمع البيانات عن جزء فقط من مغردات المجتمع الاحصائى، أى من عينه من هذا المجتمع يتم سحبها بطريقه ما بما تماعد في تعميم نتائجها على مجتمع البحث.

ولكل أسلوب ظروف. أو معايير. محددة يفضل فيها استخدامه والتي أجملناها فيما سبق كما أن لكل أسلوب منهما مزاياه وعيوبه .

مزايا أسلوب الحصر الشامل:

١ ـ خال من أخطاء الصدفة (الاخطاء العشوائية أو أخطاء المعاينة)

 لا أساوب الحصر الشامل نظراً لإتساع نطاق مجاله فانه يعطى صوره مفصله عن مفردات الظاهرة موضوع الدراسة .

عيوب أسلوب الحصر الشامل:

ا الزيسادة الكبيرة في التكاليف المادية والعينة والبشرية والزمدية
 اللازمة لاجراء الدراسة .

٢ - بسبب إنساع نطاق مجال الدراسة فيه فبجانب طول الوقت اللازم للانتهاه من الدراسة وما يؤد به ذلك من زيادة في التكاليف ، ففي كثير من الأحيان يؤدى ما سبق إلى فقد نتائج البحث حداثتها وبالتالى قيمتها.

 ٣ ـ تنشأ عن الحصر الشامل نوع من الأخطاء يطلق عليه الأخطاء العامة أو أخطاء التحيز (Bias Erior) وهي تلتج عن أسباب عديدة مرجعها مثلاً إلى عدم شمول أو حداثه إطار مجتمع البحث ، أخطاء الأرهاق الناتج، عن عب العمل على القائمين بعمليه النعداد ، أخطاء ناتجه عن اعطاء مفردات مجتمع البحث لجابات خاطئة سهوا أو عمداً ، هذا بجانب أخطاء ناتجة عن تراخى فى الجادة تصميم إستمارة البحث أو عدم فهم العداديين أو المبحوثين لمدلولات بعض الأسئلة بها، أخطاء ناتجة عند أعداد عمليات التصنيف أو التحليل التخ وهذه الأخطاء لا يمكن قياسها أو لمكان صبطها بدرجة كافية ، ورغم أن نفس النوع من الاخطاء العامة يتعرض له أسلوب المعاينة ، إلا أن نطاقها أقل نسبيا وهذاك فرصة أكبر لامكانية ضبطها عنه في أسلوب الحصر الشامل بجانب سهولة اتخاذ التدايير اللازمة لمواجهة الأسباب المؤدية إليها.

إطار مفرداتها مما يستحيل معه إجراء البحوث الإحصائية عليها باستخدام أسلوب الحصر الشامل مثل مجتمعات الطيور والحيوانات المفترسة والاسماك...الخ.

مزايا أسلوب العينات :

ا ـ نظراً لأن العينه جزء من مجتمع البحث فإنه بإستخدام هذا الأسلوب سيكون هناك وفراً كبيراً في التكاليف المادية والعينة والبشرية والزمنيه اللازمة لإجراء الدراسة ، مما زاد من المكانية اجراء كثيرا من البحوث مع الاستفادة من نتائجها فورا وفقاً لهذا الاسلوب خاصة في مجالات لم يكن من المتصور قيام جهات أو هيئات معينه باجراء بحوث عليها لأسباب إقتصادية خاصة في الدول ذات الإمكانيات المادية المحدودة .

 بسبب صبق نطاق مجال الدراسة وفقاً لأسلوب المعاينة وبالتالى إنخفاض تكلفته فإنه يؤدى إلى إمكانية إجراءات دراسات أكثر تفصيلاً بالتطرق إلى أسئلة أكثر عدداً نمبياً مما عليه عند إتباع أسلوب الحصر الشامل، مما سيزيد من تعليلات الدراسة وبالتالى دقة نتائجها وفقاً لهذا الأسلوب.

 " يتعين بالضرورة استخدام أساوب المعاينة في الحالات التي تتعرض مفردات مجتمع البحث فيها التدمير أو الهلاك الجزئي أو الشامل عند فحصها أو عدها كما هر الحال عند فحص جودة إنتاج اللمبات الكهربانيه ، أو فحص مجتمع لإنتاج البيض أو قياسات لمدى نوع معين من الصواريخ أو عند إجراءات فعص للدم الخ، حفاظاً على قيم وصلاحية مفردات مثل هذه الأنواع من الأشاء المنتجات.

٤ ــ إن أسلوب المعاينة بما حققه من مزايا تكاليفه وزمنية ، ودقه فى النتائج، فتح الباب واسعاً لإجراء كثيراً من الدراسات والبحوث والتجارب العلمية والمعملية في كافة مجالات وميادين البحث العلمي ، والاستفادة الكاملة من نتائجها التي فاقت دفتها في كثير من الأحيان نتائج الدراسات في مثل هذه المجالات باستخدام أسلوب الحصر الشامل .

• بسبب صنيق نطاق مجال الدراسة وفقاً لأسلوب المعاينة فقد أمكن زيادة الرقابة والصبط والتحكم في معظم الأسباب المؤديه إلى الاخطاء العامة (اللحيز) التي تتعرض لها نتائج الدراسة مما قال إلى حد كبير نسبياً من مثل هذه الأخطاء عنه في أسلوب الحصر الشامل، ويرجع لهذا السبب إلى حد كبير. في كثير من الأحيان تفضيل أسلوب الحينات عن أسلوب الحصر الشامل.

٣ ... باستخدام أسلوب المعاينة ، فيما لو تم بطريقه علميه سليمه وباستخدام نظريه الاحتمالات ، يمكن التحكم في خطأ المعاينة التي ينفرد بها هذا الاسلوب حتى نصل به إلى حده الأدنى، بما يزيد من دقه النتائج الممكن تعميمها بإستخدام اسلوب المعاينة ، بجانب مزاياء الاقتصادية والفنية الأخرى.

٧- يتعرض أسلوب المينات لخطأ التحيز وهو نفس الخطأ الذي يتعرض له أسلوب الحصر الشامل ، وينشأ هذا الخطأ الأسباب كثيره، منها ما يرجع إلى مفردات البحث كعدم إعطاء الاجابات الصحيحة عن الاسئلة لسوء الظن بها أو الخرف من الادلاء بالاجابة الصحيحة عليها ، ومنها ما يرجع إلى الباحث مثل سوء تصميم استماره أو عدم شمول أو حداثه اطار البحث، أو لعدم القيام بالدعاية الكافية عن أهمية البحث والغرض منه، ومنها ما يعود تشخصية العدادين، وعدم كفاية تدريبهم، أو لسوء تسجيلهم للاجابات، أو الأسباب الأخرى في عمليات

التبويب أو التحليل، لكن نظراً لأن نطاق مجال العمل في أسلوب العينات محدوداً بالمقارنة بمثيله في أسلوب الحصر الشامل مما سيؤدى إلى زيادة درجة فعالية الرقابة والتنظيم والاشراف والمراجعة في أسلوب العينات عنه في أسلوب الحصر الشامل ومن ثم يقلل من درجة خطأ التحيز وبالتالى دقة النتائج في أسلوب العينات عنه عي أسلوب الحصر الشامل.

عيوب أسلوب العينات :

1 _ يتعرض أسلوب المعاينة إلى نوع آخر من الأخطاء ينفرد به هذا الأسلوب ويطلق عليه خطأ المعاينة أو خطأ الصدفه ، وهو راجع إلى أن العينه جرء من المجتمع ، ومهما كان أسلوب إختيار مفردات المينه ، والإحتياطيات العلمية والعملية المتخدة لأتاحة فرصة ثابته لكل مفرده من مفردات المجتمع للدخول في مغردات العينة، فلابد من وجود فرق في المقاييس الاحصائية وينشأ الفرق في نتائج المقاييس المشار إليه بسبب طبيعة إختلاف وزن المفردات المختلفة الداخلة في مفردات العينة عنه في مفردات المجتمع ، وهذا الفرق يطلق عليه حطأ المعاينة والذي أمكن باستخدام نظرية الاحتمالات حساب قيمته ولمؤخضيح مانقدم نضرب المثال المبسط التالى :

إذا كان لدينا مجتمع إحصائي مكرن من خمسة طلاب هم أ ، ب ، ج ، ‹ ، هـ أطوالهم على الترتيب بالسنتيمتر ١٨٠ ، ١٦٥ ، ١٧٥ ، ١٩٠ ، ٢٠٠ وتم اختيار عينة مكونة من أربعة طلاب منهم، وأردنا قياس متوسط الطول لكل من المجتمع والعينة حيث أن:

عدد العينات الممكن اختيارها - 0_{0 و} - 0 عينات وهي كالأتي مع حساب مترسط الطول في كل عينة منها:

العینه (۱) (أ، ب ، ج ، د) ومتوسط الطول بها، وسنرمز له بالرمز
$$\overline{u}_1$$
 العینه (۱) (أ، ب ، ج ، هـ) ومتوسط الطول بها وسنرمز له بالرمز \overline{u}_1

العينه (۳) (ب ، جـ ، د ، هـ) ومتوسط الطول بها وسنرمز له بالرمز س م ۱۲۰ + ۱۲۰ + ۱۲۰ + ۲۰۰ - ۲۰۰ - ۲۰۰ - ۱۸۲٫۰ سم

العينه (٤) (أ، ب ، د ، هـ) ومتو عط الطول بها وسنرمز له بالرمز
$$\overline{m}$$
 ۽ العينه (٤) (أ، ب ، د ، هـ) ومتو عط الطول بها وسنرمز له بالرمز \overline{m} ۽ ١٨٣,٧٥ \overline{m}

-العينـه (٥) (أ، جـ ، د، هـ) ومتوسط الطول بها وسنرمز له بالرمز س ه

واصح أن متوسط الطول (\overline{n}) بين مفردات العينات يختلف عن بعضها البعض، وأيضاً يختلف عن متوسط الطول في المجتمع (μ) حيث هناك فرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع ويختلف هذا الفرق (خطأ المعاينة) أو الصدفة بين نتائج كل عينة ونتائج المجتمع ولقياس هذا الخطأ (متوسط العينة متوسط المجتمع ($\overline{n} - \mu$) حيث بيلغ هذا الخطأ.

- الخطأ في العينة الأولى = ١٧٧، ١٨٢ = ٤,٥ سم .
 - (۲) الخطأ في العينة الثانية = ١٨٠ _ ١٨٢ = -٢سم .
 - (٣) الخطأ في العينة الثالثة = ١٨٢٠ ١٨٢ = + ٥٠٠ سم
- (٤) الخطأ في العينة الرابعة = ١٨٣,٧٥ = + ١,٧٥ سم
- (٥) الخطأ في العينـة الخامسة = ١٨٦ ١٨٦ = + ٤,٢٥ سم

أى أنه قد يكون هذا الخطأ (خطأ الصدفة) سالباً في بعض العينات وموجباً في البعض الأخر ، لكن محصلته النهائية أي مجموعه من كافة العينات الممكنه لابد وأن يساوى (الصفر) ، ويتوقف قيمة خطأ الصدفة على عوامل كليرة منها حجم العينة ، فالعلاقة عكميه بين حجم العنيه وقيمة خطأ الصدفة بينا المعلقة ، كما أن لطريقة إختيار العدية أثر على قيمة خطأ الصدفة فيقل كلما زادت الثقة في تمثيل العينة المعجمع مثيلاً صحيحاً ودقيقاً والعكس صحيح ، ونظراً لامكانية صبط وقياس المعجمع نانية المعلقة من ناحية وإمكانية العمل على أن يصل إلى حده الأدنى من ناحية أنانية ، وعليه فإن فرق خطأ التحيز في صالح أسلوب العينات عنه في الموب المعالمة على الأبينات بنظأ الصدفة بلغ من نفس الخطأ المصدفة بلغ من نفس المجتمع ٢ ٪ ، فإن مجموع خطأى المعدفة والتحيز في العينة سيبلغ من نفس المجتمع ٢ ٪ ، فإن مجموع خطأى المدفة والتحيز في العينة سيبلغ من نفس المجتمع ٢ ٪ ، فإن مجموع خطأى المدفة والتحيز في مجتمع الدراسة وأهمية هذا الاسلوب في مختلف ميادين البحث العلمي .

٢ ـ أن عملية تحديد نوع العينة المسحوبة والتى تعدير ممثلة للمجتمع تمثيلاً صحيحاً وصادقاً تعدير هدفا أساسيا من عملية المعاينة حتى تكون أخطاء المعاينة في التتاتج عدد حدها الأدنى ، ولا يتأتى ذلك الا بمنع أو تقليل عملية التحدير عند إجراء عملية الإختيار المفردات العينة من مفردات مجتمع الدراسة.

٣ - إن تعديد الدوع والحجم المثالي للعينة التي تعطى أفضل التتاتج من حيث الدقة المسحوبه من المجتمع يتوقف على درجه التجانس بين مفردات مجتمع الدراسة ، فتكون العلاقة عكسيه بين حجم العينه ودرجه التجانس المشار إليها ، لذا فإن هذا الأمر يتطلب المعرفة الدقيقة لبعض خصائص هذا المجتمع مقدماً و ويدون هذه المعرفة أو تعذرها تصبح عمليه المعاينة نفسها متعذره ومستحيله ، ويمعني آخر فإن أسلوب المعاينة لا يفضل أن يتم مستقلاً بذاته دون معرفة لخصائص المجتمعات التي ستتم دراستها من خلاله .

يتضح لنا مما نقدم أن مزايا وظروف استخدام أسلوب المعاينة حتمت الاهتمام بهذا الأسلوب ومحاوله زيادة دقة نتائجة ، وذلك بالعمل على التقليل أو القضاء على العيوب والمشاكل السابقة - حتى أصبح علماً قائماً بذاته سنعرض باختصار لدراسة بعض أنواع العينات الهامة، ولكن قبل ذلك لابد من نعريف إطار مجتمع البحث، ومبدأ العشوائية في إختيار العينات.

(أ) الإطبار (Fram) :

قبل إختيار مفردات العينة يجب وضع جميع وحدات مجتمع البحث في قائمة مرتبة حسب الأحرف الهجائيه مثلاً فعد سحب عينه من سكان محافظة الاسكندرية فالإطار هو قائمة بأسماء جميع سكان محافظة الاسكندرية عند تاريخ سحب المعينة أو أقرب تاريخ أعد فيه هذا الاطار ، وقد تكون وحدات الاطار هذا قائمة بأسماء الأسر بالمحافظة ، وقد تكون خريطة امساحة أرض زراعية أو صورة شمسيه لها ... الخ ، وعليه يتضح لذا أن الإطار هو وسيله نحترى على جميع وحدات مجتمع المعاينة ، وعلى ذلك يختلف الإطار من عيد لأخرى طبقاً لطبيعة الدراسه ونوع العينة ، اكن يشترط فيه أن يكون

حديثاً ، أي مشتملاً لجميع وحدات المجتمع الإحصائي أي غير غافل لاحتواء احداها من ناحية مع مراعاة عدم تكرار مثل هذه الوحدات به اكثر من مرة من ناحية أخرى ، حتى يتحقق مبدأ العشوانية كاملا ، عند القيام بعملية اختيار مفردات العنة من خلاله (ب) مبدأ عشوائية الإختيار: أن العشوائية في الاختيار لا تعنى الإختيار حسيما أتفق أو بغير هدى وفقاً للمعنى العام للكلمة ، لكن العشوائية تعنى هنا إتاحه فرص متكافئة في الاختيار لكل مفردة من مفردات مجتمع البحث للدخول في العينة المختاره وبمعنى آخر لابد من توافر إحتمال متساوى لمجميع وحدات المجتمع للدخول في الإختيار ضمن مفردات العينة، وممكن أن يتحقق مبدأ العشوائية المشار إليه بإستخدام أكثر من وسيلة علمية عدد القيام بعملية الاختيار وفقاً لها سيأتي فها بعد:

(ح) أنواع العينات العشوائية : نظراً لإختلاف طبيعة وخصائص مجتمع البحث أوالدراسة من حالة لأخرى من ناحية، وأختلاف الهدف من الدراسة من ناحية أخزى رنظراً لأن الهدف من استخدام أسلوب العينات هو الرغبة في الحصول على بيانات عن مجتمع الدراسة بأقل تكلفه وفي الوقت المناسب مع جعل أخطاء المعاينة عند حدها الأدنى حتى لا تؤدى نتائجها غير الدقيقة إلى تقديرات غير دقيقة أيضاً من ناحية ثالثة ، لكل ما تقدم فهناك أكثر من نوع للعينات العشوائية نذكر منها بإيجاز مايلي:

1 _ العينــة العشوائيـة البيطة (Simpl Randam Sample)

هى العينة التى يتم سحب مفرداتها على أساس تساوى أو تكافىء الفرص للإختيار لجميع مفردات مجتمع البحث للدخول فى مفردات العينة، أى لا يتم للتحيز لأى مفردة من مفردات المجتمع على حساب المفردات الأخرى ، وهذا يعنى أن نتيح لكل مفردة من مفردات مجتمع البحث إحتمال متسار ومستقل للدخول فى مفردات عينه البحث ، والأمر يقتضى منا لتحقيق مبدأ العشوائية السابق القيام بوضع وحدات المجتمع فى إطار مع إعطاء أرقام متسلسلة لكل مفردة من مفردات إطار المجتمع ، ثم اختيار مفردات العينة ، مفردة مفرده مع إستبعاد المفردات التى يتكرر دخولها حتى ننتهى من سحب كافة مفردات العينة ، ويمكن إجراء ما تقدم بأكثر من وسيلة أو طريقة على حسب حجم مفردات العينة المختارة .

 طريقة السلة أو الصندوق المثالي: وتستخدم هذه الطريقة إذا كان كلا. من إطار المجتمع وعدد مفردات العينة صغيراً ، فمثلاً أذا أردنا سحب عينه مكونه من ١٠ أطَّفال من مجتمع يتكون إطاره من ٥٠ طفلاً هنا نحصل على ٥٠ بطاقة صغيرة متشابة من كافة النواحي، ونرصد على كل بطاقة منها رقماً إعتباراً من الرقم (١) حتى الرقم (٥٠) ثم نطوى الخمسون بطاقة بطريقة متطابقة نماماً ، ونضعها في السله أو الصندوق وتحلطها جيداً ثم نسحب المفردة الأولى ولتكن البطاقة التي تحمل الرقم (٨) فرضاً فنسجلها في قائمة مفردات العينة ثم نعيد هذه البطاقة إلى السلة مرة أخرى، ثم نخلط البطاقات جيداً مرة أخرى ويتم سحب المفردة الثانية ولتكن البطاقة التي تعمل الرقم (٢٤) وتقوم بتسجيلها في قائمة العينة ونعيد البطاقة إلى السلة وتقوم بالخلط جيداً مرة ثانية ثم سحب المفردة الثالثة ولتكن تحمل الرقم (٨) وحيث أن هذا الرقم ظهر في السحية الأولى فلا يسجل حتى لا تتكرر مرتين ولكن تعاد هذه البطاقة إلى السله ويتم السحب للمفردة الثالثة مرة أخرى وهكذا نكرر العملية المشار إليها عاليه إلى أن نصل إلى قائمة مكونه من ١٠ أرقام مختلفة وتترجمها بأسماء الأطفال الذين يحملون الأرقام المختاره وهي التي تكون مفردات العينية العشوائية اليسبطة المطلوبة التي سنجرى عليها الدراسة المطلوبة.

- طويقة جداول الأعداد العشوائية : وتستخدم هذه الطريقة سواء كان حجم العينة صغيراً أو كبيراً ، وتتميز عن الطريقة السابقة بالبساطة والسهولة ، حيث أعدت مقدماً جداول بطلق عليها جداول الاعداد العشوائية قد تكون مكونه من رقمين متجاورين أختيرت عشوائياً من مجموعة الأعداد (۱۰، ۲۰۲۰، ۲۰۱۰) ورتبت في عدد من الصفوف وعدد من الأعدة، وبالرغم من أنها مرتبه رقمياً في كل صف أو عمود من رقمين الا أنه يمكن تحويلها إلى أعمدة أو صفوف مكونه من ثلاثة أو أربعة أو خمسة أرقام أو أي عدد أخر وذلك بضم رقمي العمود الأول والرقم الأول من العمود الثاني) أو أرقام العمود الأول والرقم الأول من العمود الأول والثاني ، والرقم الأول من العمود الأول والرقم الأول من العمود الأول والثاني ، والرقم الأول من العمود الأول والثاني ، في المياب العمود الأول والثاني ، في المياب التالي من هذه الجداول والمرفقة في نهاية الكتاب .

```
ź٨
                                  ٩٨
                        47
                             ٤.
17
    77 1V 75 TY
                                          21
                                                    08
    11 00 17 00
                        28
                             89
                                  ٠5
                                       27 PO
                                               41
                   YV
                        ٧١
AY.
    DY TV YT OF
                                  58
                                       41 V-
    21 YT Y2 1A
                   19
```

ويتم إختيار عينة الأطفال السابقة لو بدءنا عشوائيا من العمود الثالث في

الجدول السابق كما يلي: (۲۱، ۲۱، ۲۳، ۲۳، ۲۳، ۲۰، ۲۰، ۲۳، ۲۰۰) على المترتب، و نلاحظ إننا استبعدنا الأرقام الأكبر من اكبر رقم في إطار المجتمع هو (٥٠) و أخذنا الأرقام الأقل مع استبعاد الأرقام المتشابهة التي

نكررت ، حتى لا يكون هناك تحيز لمفردات الأرقام المكرره مع ملاحظة أنه يمكن اختيار نقطة الابتداء من أي مكان عشوائياً سواء من الأعمدة أو من الصفوف مع ثبات الطريقة المختارة حتى الانتهاء من اختيار عدد مفردات العينة سواء بإتخاذها تتابعيا إلى أسقل أر أعلى أريمين أريسار الرقم الأول المختار.

ونلاحظ أن مبدأ العسوائية هنا متوافر عند إعداد الأرقام العشوائية لهذا الجدول لأن كل خانة فيه تم إختيارها عشوائياً هذا بجانب أن ترتيبها تم عشوائياً كما يتم إختيار نقطة الإبتداء عشوائياً، وأخيراً النظام الهندسى المستخدم كما يتم إختيار نقطة الإبتداء عشوائياً، وأخيراً النظام الهندسى المستخدم من واقع هذه الجداول العشوائية إختيار أى عينه مهما كان عدد مفرداتها أو عدد مفردات إطار مجتمع البحث فإذا بلغ الأطار الكلى ٥٠٠٠ وحجم العينة (٥٠) فإذنا نضم عمودين معا قد يكونا الأول والثانى أو الثانى والثالث. الخ لتكون الأرقام المختارة منها مكونة من خانات (الاحاد/والعشرات/والمئات/والألوف) كما هو الحال فى أكبر رقم يتكون منه الاطار (٥٠٠) ثم نختار (٥٠) مفردة بالتتابع مع ملاحظة عدم التكرار ، أى استبعاد الأرقام التي سبق ظهورها فى الأعمدة أو الصغوف واستبعاد الارقام التي تزيد عن (٥٠٠٠) إلى أن ننتهى من إختيار مقردات المينة.

الحاسبات الالكترونية (الآلية) :

وأخيراً إذا كان مجتمع الدراسة واسعاً جداً أي أن مفردات مجتمع البحث كبيراً جداً ، وأيضاً عدد مفردات العينة كبيرة نسبياً ، فيمكن استخدام النظام الالكتروني أي الحاسبات الآلية عند إختيار مفردات العينة وهي عبارة عن آلات حديثة نقوم بآلاف الععليات المتدوعة في وقت قصير جداً ومجهود أقل وأيسر مما تتطلبه طريقتي السلة وجدارل الأرقام العشوائية (الليدوية).

ويقصيل الحينة العشوائية البسيطة بسهولة وبساطة ودقة إختيارها ويقصل استخدامها إذا كانت مفسردات الإطار متجانسة ، لكن إذا كانت مفردات الإطار متجانسة ، لكن إذا كانت مفردات الإطار غير متجانسة فإن هذا النوع من العينات لايكون ممثلاً المجتمع غير دقيقة ، هذا بالاصافة إلى أن إستخدام هذا النوع من العينات لايكون مستحبا أذا كانت مفردات العينة المطلوبة صغيرة بينما مفردات الإطار منتشرة على نطاق واسع جغرافية ذلك لأن مفردات العينة ولفقاً لهذا النوع من العينات في الحالة السابقة قد تتصنعن مفردات تقع في مناطق نائبة بحيث يتمفر الوصول إليها أحياناً أو أن الوصول إليها يزيد من عامل التكلفة المادية والبشرية والزمنية بما يقال من فائدة أسلوب المعاينة أو يشويه لو تم إهمال مثل هذه المفردات ، وأخيراً هذا النوع من العينات يحذاج إلى إعداد إطاراً شاملاً وحديثاً والذي يستحيل إعداده في بعض الحالات كما يكون إعداده مكلفاً في أحيان أخرى .

(Strati Fiecl Sample) العينة الطبقية - ٢

إذا كانت مفردات مجتمع الدراسة غير منجانسة ، ويمكن تقسيم هذا المجتمع إلى عدة أقسام أو طبقات متجانسة فيما بينها وذلك وفقاً لمميار محدد ، بحيث تتجانس إلى حد كبير مفردات كل طبقة مع بعضها البعض وفقاً لذلك المعيار بينما تختلف مفردات كل طبقة عن الأخرى وفقاً لنفس المعيار، فمثلاً إذا كنا ندرس معدويات الدخول السنوية اسكان منطقة معيدة ، فإنه يمكن تقسيم سكان تلك المنطقة إلى مجموعة من الطبقات وفقاً لمستويات الدخول كطبقة

الممال العاديين ، وطبقة العمال المهنين وطبقة الموظفين الحكوميين ، ثم طبقة رجال الأعمال ، وأخيرا طبقة أصحاب المهن الحرة ، وبإستخدام الإجراء السابق فإننا نعمل على التقليل من عدم التجانس بالنسبة لمعيار الدخل بين مفردات مجتمع الدراسة كاملاً، وحتى تكون العينة ممثلة المجتمع تمثيلاً صحيحاً، فإننا نعتبر كل طبقة مجتمعاً مستقلاً حيث نسحب بطريقة عشوائية بسيطة عدد من مفردات كل طبقة تتناسب مع مجموع مفردات هذه الطبقة ، بحيث يكون مجموع المغردات المسحوبة من الطبقات المختلفة هي التي تمثل عيده الدراسة المجتمع ككل ، والمينة الطبقية اذا كانت تمثل بالتساوى أو نسبياً تعتبر أفصل تمثيلاً المجتمع الدراسة فيما لو تم سحب نفس حجم العينة بطريقة عشوائية بسيطة من المجتمع الكلى .

وتتميز المينة الطبقية بأنها تقصى على مشكلة الإختلاف الكبير بين مفردات المجتمع - في العينات المشوائية البسيطة - بتقسيمة إلى طبقات متجانسة ، كما أن استخدام المينة الطبقية يقال من خطأ التحيز بالمينات فلا يكون هناك تضوف من تركز مفردات عينه الدراسة في المثال السابق في طبقة بطبيعتها ذات متوسط دخل مدفق ، ومن ثم لايعكس يكون التركيز في طبقة بطبيعتها ذات مدوسط دخل مرتفع ، ومن ثم لايعكس متوسط الدخل النائج القيمة المقيقية الدقيقة المتوسط المشار اليه والتي يمكن تعميمها على المجتمع ككل ، وأخيراً فإن العينات الطبقية بأسلوبها السابق تساعد إلى حد كبير على تسهيل إعداد إطارات الدراسة لمفردات كل طبقة بدلاً من إعداد إطار شامل لمفردات الطبقات، كما أنها تمكننا من الحصول على طبقة بجانب الحصول على نتيجة عامة لمجتمع الدراسة ككل .

" - العينة متعددة المراحل (Multi - Stage Sample) - "

ولا يختلف هذا النرع من المينات عن العدات الشوائية البسيطة إلا في طريقة الإختيار فقط ، حيث يتم الإختيار على مراحل متعددة مع توافر مبدأ المشوائية في كل مرحلة ، وهنا يتم تقسيم المجتمع إلى أقسام متجانسة ويتم الإختيار العشوائي لمدد من المفردات بكل قسم بحيث يتم ذلك تتابعياً فيتم الاختيار العشواتى من القسم الاول كمرحلة أولى ثم يتم الاختيار المشوائى من القسم الثانى كمرحلة أنها المشائية القبائية القسم الثانى كمرحلة ثانيه ، وهكذا حتى نصل إلى الإختيار في المرحلة النهائية فعثلاً إذا كنا بصدد إعداد دراسة عن مستويات التحصيل أمادة جديدة بين طلبه المدارس الثانوية ، فإنه بدلا من إختيار عينه من الطلبة على مستوى الجمهورية بأساوب العينات العشوائية البسيطة لما يحتاجه من وقت وتكلفة كبيرة فإنه بمكن أن تتم هذه الدراسة بأسلوب العينة متمددة المراحل ويتم ذلك كما دلم :

 ١ ــ تقسم الجمهورية إلى محافظات واعداد إطار باسماء هذه المحافظات وانكن ٢٦ محافظة واختيار إحداها عشوائياً كمرحلة أولى

 ٢ ــ تقسم المحافظة الذي تم إختيارها عشوائياً في المرجلة الأولى ولتكن المحافظة رقم (٤) إلى أقسام وفقاً للمراكز الادارية وليفترض أنها تتكون من ١٠ مراكز ادارية ولختيار إحداها عشواتها كمرحلة ثانية .

٣ ــ تقسيم المركز الإدارى المختار في السرحلة الثانية وليكن المركز رقم
 (A) طبقاً للمديريات التطيمية ونفترض أنه يتكون من (٧) مديريات تطيميه واختيار مديرتين تطيميتين منها كمرحلة ثالثة .

ع - تحديد عدد المدارس الثانونية بكل مديرية من المديريات المختارة
 في المرحلة الثالثة ولتفترض أن عدد المدارس الثانوية بالمديرتين المختارتين
 (٧٠) مدرسة فيتم إختيار (٤) مدارس منها عشوائيا كمرحلة رابعة

 م. يعد إطار باسماء الطلب في السراع) مدارس التي تم إختيارها في المرحلة الرابعة وتختار منه مفردات العينة المعندة للدراسة العلاية كمرحلة خامسة.

مما تقدم يتصح أن:

(أ) أن الدراسة تركزت في عدد محدود من المدارس الثانوية بإحدى مراكز محافظة محددة مما سيؤدى إلى اتمام الدراسة في أقل وقت ممكن ويأقل تكلفة ممكنة .

(ب) إن إعداد إطارات محددة بكل مرحلة أي لعدد المحافظات ، والمراكز الادارية باحدى المحافظات ، وعدد المديريات التعليمية باحدى المراكز، وعدد

المدارس الثانونية التابعة لمديرية تعليمية محددة ، واسماء طلبة إحدى المدارس الثانوية ، أسهل وأرفر وقتاً ومجهوداً وتكلفة من إعداد إطار شامل بطلبة المدارس الثانوية على مستوى الجمهورية .

\$ _ العينة المنظمة (Systematic Sample)

ويمقتضاها يتم إختيار مفردات العينة في تتابع منتظم من مفردات مجتمع الدراسة ، ويمعنى آخر يتم ترتيب مفردات مجتمع الدراسة ، ويمعنى آخر يتم ترتيب مفردات مجتمع الدراسة بطريقة الدراسة بعد ترتيبه إلى أقسام متساوية تتحدد بعدد مفردات العينة الدراد الدراسة ، وهذا يعنى أن طول القسم الواحد المنتظم = مجموع بحدات تبعنه الدراسة ثم نختار عشوائيا المفردة الأولى للعينة من مفردات القسم الأول في مجتمع الدراسة وتحديد ترتيبها به ، وهنا نوقف عملية الإختيار لباقي مفردات العينة ، عنيش سنتحدد أرقام باقي مفردات العينة تلقائيا بدون اجراء اختيار وذلك بإضافة طول القسم على ترتيب المفردة الأولى المختارة فيتحدد ترتيب المفردة الثانية ، وهنا المغارة الثانية ، وهكنا .

ويأخذ عمال القسم الأول الأرقام من (۱ ـ ۱۰۰) ، والقسم الثانى (۲۰- ۱۰۰) والقسم الأخير (۲۰۰ ـ ۲۰۰) ، وهكذا حتى القسم الأخير من (۱۹۰۱ ـ ۱۹۰۰) .

ثم نختار عامل ولحد من القسم الأول (١٠٠) عشوائياً وللفرض أنه العامل رقم (٤٣) ومن ثم بتحديد رقم العامل الأول رقم (٤٣) تتحدد أرقام بقية عمال العبدة كمايلي :

العامل الثانى – ترتيب العامل الأول + طول القسم المنتظم - ٣٣ + ١٠٠ – ١٤٣ العامل الثالث – ترتيب العامل الثانى + طول القسم المنتظم - ٢٤٣ + ١٠٠ – ٢٤٣

وهكذا

العامل الأخير = ترتيب العامل قبل الأخير + طول القسم المنتظم.

. 1987 - 1 - + 4887 -

ويتميز هذا النوع من المينات بالسهولة والبساطة في عملية الإختيار من
ناحية ، ولختصار وقت سحبها وتكلفتها من ناحيه ثانية ، كما يمثل مجتمع
الدراسة كله في عينه الدراسة بما يجعلها ممثله تمثيلاً صحيحاً لمجتمع الدراسة
في كثير من الاحيان من ناحية ثالثة ففي الأطار الذي قمنا بإختيار مفردات
المينة منه في المثال السابق ، نجد أن عمال العينة المنتظمة المختارين من
الاطار المشار اليه سوف تتصمن عدد متساوياً من كافة الأقسام والمهن
والدرجات الوظيفة ، بما يجعل مثل هذه العينة من العمال أصدق تمثيلاً لمجتمع
الدراسة وبالتالي أمّل تأثراً بخطأ الصدفة وبالتالي تميزاً التقديرات بهذه المينة
بالمقارنة بالعينات المشوائية البسيطة أو العينات الطبقية .

وما يميبها هو في إستخدامها اذا كان إطار مجتمع الدراسة يعكن التجاهات دورية المظاهرة موضوع البحث وكان طول القسم مساوياً الطول الدورة ، كأن يكون في المثال السابق وجود رئيساً للعمال لكل مائة عامل وليكن العامل رقم (٢٠٠) في القسم الأاني ، ورقم (٢٠٠) في القسم الأاني ، ورقم (٢٠٠) في القسم الأالى ، ورقم الاختيار العشوائي في القسم الأول على رئيس المعال رقم (١٠٠) وطبقا لأسلوب العينة المنتظمة سنكون العينة في مثل هذه الطروف متضمله كلها لرؤساء العمال فقط ، بما يجعلها غير معثله لمجتمع الدراسة .. مجتمع العمال .. تمثيلاً صحيحاً وبالتالي تعيز تقديرات الدراسة .

ويعتبر تصميم العينة من حيث نوعها وحجمها وطريقة إختيارها مسئولية الباحث الإحصائي بشرط أن يأخذ في الأعتبار عامل التكلفة ، ولا يتأتى له التصميم الأمثل للعينة إلا يعد توافر الشروط التالية :

۱ ــ المام الباحث الأحصائى إلى حد معقول بموضوع البحث أو الدراسة سواه تعلق بعلوم إقتصادية أو إجتماعية أو علوم طبيعية بما يساعده على فهم مشكلة البحث ووضعها فى القالب الإحصائى بما يساعد على وضع القواعد والاساليب والنظريات الاحصائية فى خدمة الدراسة المطلوبة .

 أن يوضح الباحث الاحصائي للمسئولين والقائمين على الدراسة بأهمية توافر الاطار الشامل والصحيح والحديث على دقة نتائج وتقيرات الدراسة .

" التزام الدارس بالرجوع الى الباحث الإحسائى إذا واجهته مشكلة ما
 فى أى ناحية من نواحى تصميم عينة البحث أو تنفيذها على الطبيعة

ثانيا ، وسائل جمع البيانات من الميدان

الإستمارة الإحصائيـة:

سبق أن أوضحنا أنه في حالة تعذر أو عدم توافر البيانات من المصادر الأولية (التاريخيه) عن الظاهرة موضوع الدراسة ، فليس هناك بد من اللهوء الى المصادر الميدانية وسواء تم ذلك بإستخدام أسلوب الحصر الشامل أو أسلوب العيدات فإن الوسيلة التي يتم جمع البيانات من الميدان عن طريقها هي «الاستمارة الإحصائيية» وهي عبارة عن صفحة أو مجموعة من الاسفحات يدون بها مجموعة من الاسلة المطبوعة التي يقوم بإعدادها الباحث بهدف جمع الإجابات عنها من مفردات مجتمع البحث، والتي تكون البيانات الخام التي تعلق الدراسة وهناك قواعد أو شروط عامة يجب مراعاتها عند تصميم هذه الاستمارة الاحصائية تتلخص فيما يلي:

 ا ـ أن يتضمن رأس الإستمارة، الغرض أو الهدف من الدراسة باختصار روضوح ، وأهمية التأكيد على أثر الإجابات الصحيحة على نقة نتائج البحث وتقديراته، وأيضاً التأكيد على سرية البيانات المدلى بها وعدم إستخدامها مرة أخرى فى غير الأغراض الإحصائية على أن يتم ما تقدم بأسلوب بسيط وسهل أخرى فى غير الأغراض الإحصائية على أن يتم ما تقدم بأسلوب بسيط وسهل وصادق، ويما يعكس ثقة مفردات مجتمع البحث فى الباحث كلا كما أن وجود اسم الجهة القائمة أو المشرفة على البحث قد يزيد من الثقة المطلوبة، وأخيراً إيراز التحديد الواضح والدقيق للتماريف والاصطلاحات ووحدات القياس المستخدمة فى البحث، بما يساعد على فهم موحد لها من جميع المبحوثين.

٧ - يجب الا يغالى الباحث فى عدد الأسئلة باستمارة البحث فيمل الباحث عند الاجابة عليها، وفى نفس الوقت لا يجب أن يكون عدد الأسئلة معدوداً جداً مما يؤدى إلى بيانات لا نفى بالفرض من البحث، ولكن يجب أن يكون عندها معقولاً مع مراحاة تعليتها لأهداف الدراسة وعناصره الاساسية ، وتسلسلها المنطقى مع مقتصنيات الدراسة حتى لا تنقطع سلسلة أفكار المستجوب أثناه إجابته عليها .

٣ ـ يجب أن تكون الاسئلة قسيرة حتى يمكن المبحوث فهمها والإدلاء بالاجابات الصحوصة عليها فى أقصر وقت ممكن وبدون عناء كبير فى التفكير، من هنا يفضل تجزئه المؤال الى عدد من الاسئلة القصيرة السبب ذاته ، مع مراعاة أن يكون كل جزء سهلاً وواضحاً من ناحية ، ومحدداً ، أى لا يحمل أكثر من معنى من ناحية أخرى.

3 ـ يستحسن إستخدام الأسئلة التي تكون الإجابة عليها قصيرة ، ويفضل الأسئلة التي تكون الإجابة على الأجابة على الأبلنلة التي تكون الإجابة على السؤال تحمل إجابات متمددة فيستحسن في هذه الحالة كتابة كل الإجابات الممكنه تحت السؤال على أن يختار المبحوث الإجابة الصميحة منها بوضع علامة صح (V) أمامها مما يساعد في تسهيل عمليات تصنيف وتبريب الإجابات بعد ذلك .

كما يجب الابتعاد عن الاسئلة التى تكون الإجابات عليها كيفية لكن يفمنل أن تكون الاجابه عليها رقمية فمثلاً إذا كان هناك سؤال عن طول الشخص فلا تتم الاجابة عليه بقسير أو متوسط أو طويل ولكن تحدد شرائح للطول بالسنتيمتر مثلاً (١٤٠)، (١٦٠)، (١٧٠)، (١٨٠) فأكثر مثلاً، ويختار منها المبحوث ما يتفق مع طوله الفطى بما يساعد على تبريبها بعد ذلك.

 م - الإبتماد عن الاسئلة الإيحانية ، أو التي تسبب حرجاً للمبحوث عند الإجابة عليها بما يبعده عن الاجابات الصحيحة ، ومن ثم يكون هناك إحتمالاً كبيراً للتحيز في الاجابات عليها (كمثال لماذا تفضل ماركه التليفزيون التي تنتجها مصانعا ؟) .

ت ـ يجب الإبتعاد عن الإسئلة الذي تعتاج إلى إجابات معقدة أو تعتاج الاجابه عليها إلى تفكير عميق أو عمليات حسابيه معقدة (مثلاً تعديد عمرك باليوم والشهر والسنة) .

٧ - يحسن تحليل السؤال الى عناصره المختلفة ، مثلاً اذا كنا نسأل عن تفضيل المبحوث لنوع معين من السيارات ، فيجب أن نتذكر أن هذاك عوامل كثيرة للمفاضلة (كالتكلفة، والاداء، والحجم ، والمظهر) وكل عامل من هذه المعرامل له جزئيات، فالتكلفة تنقسم إلى قسمين أحدهما تكلفة شراء السيارة والأخرى تتمثل في النفقات الجارية لإستخدامها على ذلك فإن أجمال الأسئلة عن المفاضلة في سؤال واحد سيكون مؤدياً في الغائب إلى اجابات مصئلة.

٨ ـ يستحسن إعادة صباغة بعض الاسئلة الاساسية بطريقة مختلفة وفى أماكن مختلفة بالسلمارة الاحصائية وذلك للتأكد من صحة البيانات الذي قام المبحوث بالأجابة علها قبل ذلك، ويطلق عليها مجموعة أسئلة للمراجعة، فمثلاً للتأكد من صحة عمر المبحوث، فيكون هناك سؤال آخر عن عمر والدته، ولا يعقل مثلاً أن يكونا الغرق بين عمريهما ٧ سنوات، أو سؤال عن الوظيفة التي يشغلها المبحوث، وسؤال آخر عن مؤهله الدراسي، وهكذا .

وفيما يلى نموذجين للاستمارة الاحصائية الأولى ، خاصة بإستطلاع رأى الطالب بجامعة بيروت العربية ، والثانية نموذج تقويم الطلبة لمقرر دراسي بجامعة الملك سعود .

(١) استمارة استمقلاع رأي المكانب

	1																							
		-			-	•	-	>	4		-	-	Ξ	j.	ą.	31		=	<u>*</u>	14	1.6		£	E
	مع عدمة (١٠) على الملي الاستهارات للما	(Carrent)	Illumination .	Marte Share immande"	Bed.	The grade hadens:	درجة اعتمان البيوار (تطلبة: " جمين!.	ليج المدرسة في المرحلة الاسويد ا	A Little Sales Co.		سيب الالتحاق فالحلمية	man Mittelly Although.	هل المن وامن عن دهو لك التلبة ا	Haunge, have through the same:	ماوي فجهزان المادسسي	متتا من المك لمان ا	ritabut Pertubum, sheebeams;	الشامة الريسانسين بالحلميسياء	The state of the s	التقابد القسائسي الإجاميسية :	اللائدة عات الزواريسة بالمجديد	المستوي العام المقالمة بالمودديث!:	سكوي المنصسة بالمنابعيسة.	التعلام المكفيستي فالجثاب ل:
		0.655		10.00	בוני	U L	10 Kg	9		177	(). James	الريد ال	. 7 %	Ę,	G	0	O ¥	O.	C.	Ų	C	ئ ا	Ð	3
		استوي		- Charles		C Fire and	1. 39€	Clea	1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 -	C)	ازى الطمي لتد "ما													
		المجارة				D.	الدون وال				أكاهام :البور. في حلعطة اخرى	الاوار فرس الممل للغريج	Ď	7	0465	امتور	- Date:	المتبرل	المنور	0467	Dark!	04	العادار	Critic
		C) James C		<u>ار</u> ا		1			□hystet:	0	o chant tale	a) 1405												
		C. House		Owden.		امتلول بمواد			C) Indian		التسرين الساوية	الملواليول في كلة اخرى		الاون المساوي	ال دون الساوي	الدون المسكوي	الدون المسكوي	الدين المستوي	المرد المساوي	الدون المستوي	المون المعوي	الدون المسكون	المرن المستوي	المون المستوري
		D land				1			CONTRACTOR ST		.3	الي كلية اخرى		,		9	3	1			2	, 		
-		The said									Prof. p. of	اراباسعل	-											
		9							1		1,4 th 1,4 th	2,40			i									
		D4755										Service Services		-										

مصورج (۱) تصورج تقویسم الطلبة السر ر دراسی	
۱ ـ رام وروز الماترو والرمــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	
ضع اشارة (٧٠) تحت أحد الأرقام من ١ إلى ٥ أمام كل العبارات التاقية علما بان ١ صنى ضميف جدأ . ٥ صنى ممتاز:	
أرلا: استعداد استاذ المادة للتدريس:	
الماده بالمادة - معنى عاسم لتدويس الادة - معنى عاسم لتدويس الادة - يضوحه في إميال المطومات - إن المسافر المسافرات قبل وقتها - نشجيعه للمحل المسافرات قبل وقتها - نشجيعه للمحل المسافر من جانب الطالب - نشجيعه للمحل المسافر والمناقشة - نسجيعه للمحل المسافر المسافرات - نجاعت في استداده للاجتهاء عمل أستاة الطلبة - المسافرات بدواجه المسافرات - مدى واستعداده للاجتهاء عمل أستاة الطلبة - المسافرات - مدى وشبك في أن ندوس مغروا أخر مع هذا الاستاذ - المسافرات - المسافرات	
ثانيسا: علاقة الأبيناذ بالعالمية ٠ ثانيسا: علاقة الأبيناذ بالعالمية ٠ ثانيسا: علاقة الأبيناذ بالعالمية ٠	
 ١٠ . استرامه لاراتهم وأبياره مع أستانهم ٢ . وترحيب بالنفذ الحافث ٣ . وجوده أثناء المعاملة المكتبة 	

 التقريم العام لمالاقة الأستاذ بالطلبة
ثالثاً : مساهمة حدًا المقرر في تجريتك التعليمية :
- معرفتك بموضوع المتروبصورة عامة
رايما: تقويم التخطيط لمهج المترر:
- الفليج من حيث الكيف - وفصل وتتابع المواضع وقروع المواضع - ترابط اجراء المائة - ترابط اجراء المائة - ترابط اجراء المائة - المائعة المواضع المرتبسية والاستناجات - المائعة المكتاب المقرر والفراءات المختارة - فاقدة الواجبات المترو والفراءات المختارة - مائلة وطريفة الانتحافات - حسنوى وطريفة الانتحافات - حسنوى عرضية الانتحافات - حالة وضرعية الانتحافات - حالة وضرعية الانتحافات - خالة المؤادة الأخرى التي ورستها في الجامعة، كم من الوقت بذلته في الدراءة والاعداد لملة المائة على كل ساعة مصنعة (٥ تعني وقا كثيراجداً ، ١ تعني قابلاجداً)
١٠ - يستعمل معظم وقت المحاضرة في: الإمسلاء ☐ المسرح ☐ الماضية ☐
١١ ۽ في دواستي مُذَه المادة اعتمدت في الغالب على :
الكتاف المقرر [[المذكرات [[إملاء الأستاذ [[[مراجع غنائمة [[

أنـــواع الاستمارات الإحصائيـة :

يمكن تقسيم الإستمارات الإحصائية وفقاً امن يقرم بملَّاها إلى نوعين رئيسين : 1 _ صحيفة الاستقصاء أو الإستيبان (Questianaire)

وهي إستمارة مطبوعة يعدها الباحث ، ثم يرسلها إلى المبحوثين بطريقة أه بأخرى(١) ، والذين بدورهم يعيدونها إلى الباحث بعد الإجاب عليها بأنفسهم ينفس طريقه الارسال بعد وأنت كاف، ونظرا لأن المبحوث سيقوم بنفسه بالاجابه على الأسئلة في صحيفة لاستقصاء ، فجانت التصميم الجيد اصحيفة الاستبان، بجب أن يرفق بها خطاب رقيق يحث المبحوث على التزام الجديـة والموضوعية في اجاباته والتأكيد له على أنها ستكون سرية جداً، مع شرح مختصر ليمض الكلمات والمفاهيم التي جاءت بالأسئلة كما يراها الباحث حتى لايساء فهمها من قبل المحموثين هذا من ناحية ، مم إرقاق مظروف عليه عنوان جهة البحث ملصق عليه طابع البريد ، حيث سيشجع الإجراء السابق المبحوثين على إعادة صحائف الإستبيان بعد الإنتهاء من الأجابة على أسئلتها بدون تحمل أيه أعيام مالية ، ويراعي هنا ألا تستخدم صحائف الإستبيان الا في مجتمع علم بالقراءة والكتابة من ناحية، وعلى مستوى من الإدارك للمسئولية حتى لا تقل نسبة عدد المستحديين عن حد معين ، كما يفضل استخدامها عندما تتعلق الاسئلة بتواحي شخصية للميحوثين من ناحية أخيره. ويتميز هذا الاساوب بسهوله وقله تكاليف الاتصال بالمبحوثين خاصة اذا كان نطاق أو مجال مجتمع البحث واسعا وتم إرسالها بطريق البريد ، كما أنها توفر الوقت الكافي للمبحوثين للإنتهام من إجاباتهم الصحيصة والدقيقة.

: (Schedule) حشف البحث - ٢

ويختلف عن صحيفة الإستبيان من حيث قيام الباحث بنفسه - أو عن طريق مندودين _ إذا أتسم نطاق مجال البحث بتدويين إجابات مبحوثيه بعد

⁽١) بواسطة مندويين أو عن طريق البريد.

الاتصال المباشر بالمبحوثين، أو بمشاهدة مغربات مجتمع البحث _ إذا استخدم في البحوث التي تتم بالمشاهدة أو الملاحظة، ويتحتم إستخدام هذه الوسيلة لجمع البيات اذا كان مجتمع البحث ترتفع به نسبه الأمية ، كما أنها تتميز بأنخفاض خطأ التحيز في إجابات بعض الاسئلة التي تنتج عن غموض أو عدم دقة تحديد الأسئلة وذلك بتفسيرها وإيضاحها المبحوثين من قبل الباحث أثناء المقابلة خاصة بالنسبة للاسئلة ذات الإصطلاحات القنية ، وأيضا تمكن الباحث في بعض الدراسات من تلمس بعض الإجابات الاصافية للبحث والباحث عن طريق الملاحظة ، كنظافة المنزل باعتبارها إحدى وسائل تحديد مستوى الثقافة السحية لدى المبحوثين مثلاً ، لكن يعيبها الوقوع في خطأ التحيز من قبل الباحث في بعض الأحيان التي يؤثر فيها الباحث أو مندوبيه بدون قصد في الجابات مبحوثيهم من ناحية ، ولارتفاع تكلفه البحث نسبياً عنه بالمقارنة بأسلوب صحيفة الإستبيان من حيث عدد المندوبين اللازمين وتكاليف إنتقالهم، من ناحية ثانية، وطول الوقت اللازم للانتهاء من جمع البيانات باستخدامه من ناحية ثائلة.

وأخيراً يمكن أن يتم الحصول على البيانات من الميدان بإستخدام صحيفة الإستبيان أو كشف البحث باستخدام أحد الأساليب التالية :

ا ـ أسلوب المشاهدة أو الملاحظة أي بإستخدام النظر أو الحواس الأخرى
 وهو شائع الاستخدام في التجارب المعملية

٢ _ أساوب المقابلة الشخصية بين الباحث أو مندوبه والمبحوثين .

٣ _ أساوب المراسلة أي الإتصال بإستخدام البريد بين الباحث والمبحوث.

٤ _ أسلوب الإنصال التليفوني بين الباحث والمبحوث .

 وأخيراً أسلوب يمزج بين الثلاث وسائل الأخيرة ، أى طريقة المقابلة الشخصية مع إرسال خطابات بالبريد أو الاتصال الثايفوني .

الفصل الشالت تصنيف وعرض البيانات الإحصائية المبحث الأول تصنيف وعرض البيانات هي صورة جدولية Classification & Tabulation

مقدمة

بعد إنتهاء مرحلة جمع البيانات ، يصبح لدى الباحث أو الهوئة المشرفة على الدراسة مئات أو ألاف الاستمارات الإحصائية ، والتي بدورها تتضمن اللالاف بل عشرات الألاف في بعض الأحيان من الاجابات عن أسئلة هذه الإستمارات التي تتعلق بموضوع البحث أو الدراسة _ خاصة أذا كبر حجم مجتمع الدراسة وتشعبت عناصره - وتوافر مثل هذا الكم الهائل من البيانات الخام بالصورة التي عليها بعد مراجعتها أن يغيد في إجراء الدراسات اللازمة في إظهار نتائج عن المشكلة موضوع الدراسة ، ولن يتأتى ماسبق إلا بإجراء إطهار عمليات تجميع وتنسيق وترتيب لهذه البيانات ، وبمعني آخر بتصنيفها وعرضها بما يسمع بسهرله إستيمابها من ناحية ، وامكانية وسهولة دراستها ونعليلها من ناحية أخرى .

أى أن الهدف من عمليات التصنيف والتبويب ، هو تجميع وتلخيص البيانات التي تم جمعها في مجموعات متجانسة ، تختلف باختلاف طبيعة هذه البيانات، وأيضاً لكيفية إستخدامها بعد إجراء عملية التبويب لها، ومما لاشك فيه أن الجداول الإحصائية هي الوسيلة المثلى لإجراء عمليات التلخيص والتبويب المشار اليه .

والسؤال الذي يغرض نفسه في ذلك المجال، ما هي وسائل وأسس أو كيفية وطرق تصنيف البيانات الاحصائية في صورة جداول لحصائية ؟

تصنيف وتبويب البيانات في صورة جداول إحصائية

إن الغرض من عملية تصنيف أو تبويب البيانات المجمعة كما ذكرنا عاليه ، هو تجميعها في صورة مجموعات متجانسة يطلق عليها ، القشات، حيث تتضمن القلة الراحدة مغردات المجتمع الاحصائي المتحدة أوالمتشابهة في صفة أو عدة صفات مرتبطة بموضوع البحث أو الدراسة في خلية من الجدول الاحصائي المصمم لغرض عملية التبويب المطلوبة ، مما يسمح بالحصول على المجموعات ، القئات ، المتشابهة في أسرح وقت ، ويما يصمن دقتها واتاحة الفرصة لإجراء المقارنات المختلفة بينها بسهولة ريسر.

الجداول الإحصائية :

هى إحدى وسائل تصنيف أو تلخيص البيانات الإحصائية بسهولة ودقة وذلك فى صفات أو مجموعات متجانسة تطلق عليها إذا كانت كمية و ففات و إذا كانت وصفية و صفات و ويتوقف عددها على طبيعة البيانات وحجمها من ناحية ، والغرض من إعداد هذه الجداول ، والتفاصيل اللازمة لاعداد وتحليل الدراسة من ناحية أخرى ، وعليه يمكن تصنيف الجداول الإحصائية إلى نوعين اساسين هما الجداول العادية أو البسيطة، والجداول المزودجه .

والجداول العادية ، تختص بتصنيف ظاهرة واحدة ، وتتكون من عمودين أساسين الأول منها يخصص الصفات أو القنات والثانى لتسجيل الاعداد الخاصة التى تنتمى للصفة أو لفئة محددة بالجدول ، أما الجدول المزوج فيختص بتصنيف ظاهرتين فى نفس الوقت ، حيث يتكون من عدد من الأعمدة وعدد من الصفوف، حيث يختص العمود الأولى بالصفات أو القنات للظاهرة الأولى كالطول أو الوزن المجموعة من الأشخاص، أو مدة الزواج، أو عدد الأولاد لمجموعة من الأسر كظاهرة ثانية مثلاً وكل بيان من حيث الطول أو الوزن مثلاً يتم رصده فى خلايا الجدول عدد ملتقي العمود والصف اللذين تعيدهما الصفتان (أو الظاهرة)ن) موضوع الدراسة.

طرق ومعايير التبويب

هناك معايير أو أسس كثيرة ومختلفة تنخد كأساس لإجراء عملية تصنيف أو تبويب البيانات في صورة جداول إحصائية تعتمد على طبيعة البيانات عن الظراهر المراد دراستها وتتلخص فيما يلى :

۱ _ معیار زمنی ۲ _ معیار جغرافی .

٣ ـ معيار نوعي . ٤ ـ معيار كمي .

٥ _ أو على أساس خليط من المعايير السابقة .

كما يتوقف تحديد الطريقة التى يمكن إستخدامها فى عملية تصنيف أو تبويب البيانات الاحصائية على كل من عدد الواحدات المراد تصنيفها من جهة، وطبيعة هذه الوحدات من حيث تنوعها من جهة أخرى، والامكانيات المادية والفنية المرصودة لاجراء البحث أو الدراسة من جهة أخيرة، ووفقاً لما نقدم يمكن حصر طرق التصنيف فيمايلى:

الطريقة الأولى التصنيف أو التبويب اليدوى

وتستخدم هذه الطريقة اذا كان عدد الوحدات المراد تبويبها محدودة ، أو إذا تراضعت الإمكانيات المادية والغنية المرصودة لإجراء الدراسة.

ونتم عملية النبويب يدويا على مرحتلين منتابعتين ، حيث يطلق على أولهما بمرحلة تفريخ البيانات ، وبمقتضاها يتم تصنيف البيانات التى إحترتها الإستمارات الإحصائية موضوع الدراسة في صورة مجموعات متشابهة (أو منجانسة) وهي الفدات وذلك في حدول يطلق عليه جدول تفريغ البيانات ، وهذا الجدول مكون من عمودين الأول يخصص للمعيار المحدد لتبويب الظاهرة سواء كانت صفة أو كمية أو مكانية أو زمدية ... الخ ، في حين يخصص المعمود الذاني للغريغ البيانات الأصافية (الخام)

قراءة قراءة أو بيان بيان وتسجيل كل منها أمام الصفة أو الفلة أو المعيار المنقق مع فقرتها ، وذلك بتمثيله بشرطة مائله من أعلى اليمين إلى أدنى اليسار كمايلي(/) حتى تبلغ أربع شرطات مائله ، والخامسه تكون كخط أو شرطة تقطع الأربعة السابقة في صورة عكسية كما يلى (/ ///) والخمسة قراءات في المسورة السابقة يطلق عليها حرّهة ويرجع السبب في استخدام أسلوب الحزم المشار اليه ، اتسهيل عمليه المدالمفردات أمام كل مغة أو فذه بحدول التغريغ.

ويطلق على المرحلة الثانية في عملية تصنيف أو تبويب البيانات بمرحلة عرض البيانات في صورة جداول إحصائية و أو توزيعات تكرارية و وفيها يتم ترجمة حزم أو مفردات عمود التفريغ في جدول التفريغ أمام كل صفة أو وجه أو معيار بنفس الجدول السابق إلى وقسيم قكرارية " بعدد المفردات أو مفردات الحزم أمام كل منها كما يتضح من الأمثلة التالية:

(أ) تصنيف البيانات الوصفية أو النوعية :

مشال (١) فيما يلى التقديرات في مادة الإحصاء لعدد ٣٠ طالبا في إحدى الفرق الدراسية :

مقبسول	مقبسول	منعيف	جسيد	ممتاز
ممتاز	جيد جدأ	ضعيف	صعيف	جيد
مقبىول	ب يد	متعيف	جيدجنأ	مقبول
منعيف	مقبسول	جسيد	جيدجنأ	جيدجنأ
جبيد	مقبسول	مقبول	جسيد	ممتاز
	24-2	34		3.4

والمطلوب : تبريب البيانات السابقة في صورة جدول تكراري :

الحبيل :

التقديرات هذا عبارة عن صفات ، ويمكن تبويدها على أساس هذه الصفات كما يلى :

جسدول التفريغ

عملية التفريغ	الصفة (التقدير)
## 	ممتاز جیدجدا جـید مقبـول منعیف

المرحلة الثانية : جدول التوزيع التكرارى

عـدد التكرارات	الصفة (التقدير)
٣	ممتاز
٤	جيدجنأ
11	جيد
٧	مقبول
5	منعيف
۳۰	إجمالى التكرارات

وقد أدت عملية التبويب في الجدول التكراري (البسيط المطلق) السابق إلى أن البيانات الخام(الصفات) أصبحت ذات معنى أكثر أفادة عند تعليل بيانات هذه العينة من الطلاب طبقاً لخاصية التقدير في مادة الاحصاء ، حيث أن تقسيمها إلى الفنات (الصفات) المشار إليها يمكنا من إستيعاب تلك البيانات المبرية، وتطلها ودراسة صفات الظاهرة ولاراك ما تعكمه البيانات المقدم عنها من علاقات.

ويطلق على الجدول التكراري السابق ، بالجدول التكراري البسيط المطلق، ريمكن تحويله إلى ، جدول تكراري بسيط نسبى ، ، وذلك بقسمة عدد التكرارات أمام كل صفة على قيمة إجمالي تكرارات الجدول البسيط المطلق كما يلى :

التكرار النســــبى	التكرار المطلق	الصفة (التقدير)
·, 1· "	٣	ممتاز
·,17" = - **	٤	جيدجنا
·, TV = 11	11	٠٠٠٠
· , YY" =	٧	مقبول
·,\Y =	٥	منعيف
١,	۳۰	إجمالي التكرارات

والجدول التكرارى النسبى الأخير أضاف تعليلاً جديداً لخصائص توريع الطلبة على تقديرات النجاح المختلفة ليس على أساس مطلق ولكن على أساس نسبى أيضاً ، فيمكننا أن نقول أن هناك *١٠ من مجموع الطلاب ناجح بتقدير ممتاز في مامدة الاحصاء في حين أن ٣٧، من نفس المجموع نجح بتقدير جيد وهكناء وينفس الأسلوب في المثال السابق يمكنا تصنيف أو تبويب أي مجموعة من البيانات النوعية أو الوصفية مهما إختلفت طبيعة هذه الصفات فمثلاً يمكن تصنيف السكان إلى نكور وأناث ، أو الحالة الاجتماعية إلى (متزوجون / مطلقون / أوامل / عزاب) أو طبقاً للون (أحمر / أصفر/ أبيض... الخ) بالنسبة المجموعة من الزهور .. وهكنا .

(ب) تصنيف البيانات الكمية :

أيضاً يمكن تصنيف البيانات الإحصائية الخام عن ظواهر أو منفيرات إحصائية كمهابيس الأطوال المجموعة إحصائية كمهابيس الأطوال المجموعة من الأشخاص أو أوزان هؤلاء الأشخاص النخ ، والتساؤل هذا، حيث نم تلخيص مجموعة من البيانات النوعية لتقديرات النجاح في مادة الإحصاء في المثال السابق طبقاً لنوع التعدير .. ممتاز ، جيد جداً ... النخ ، فما هو الأساس الذي سيتم على أساسه تصنيف أو تبويب البيانات الكمية ؟ وللاجابة الدقيقة

على التساول السابق يفتضى منا الأمر أولاً التعرض لأنواع المتغيرات أو البيانات الكمية ، حيث يمكن تقسيم المتغيرات الكمية من حيث بعض خصائصها إلى نوعين من المتغيرات :

: (Discontinuous Varialbile) المتغيرات الوثابة أو المنفصلة

وهى متغيرات أو بيانات عن ظواهر بطبيعتها تأخذ قيم صحيحة فقط، وبمعنى آخر فإن مقدار الظاهرة يقفر من قيمة صحيحة أخرى فجأة بدون أن تتدرج إلى القيم الواقعة بينهما، أى أنها لا تأخذ قيماً كسرية، كعدد أفراد الأسرة، وعدد العمال في مصنع، وعدد الكتب في إحدى المكتات ... الخ.

: (Continuous Variable) المتمرة (Continuous Variable) ٢ _ ٢

وهى متغيرات أو ببانات عن ظواهر بطبيعتها تأخذ جميع القيم سواء أكانت قيم صحيحة أو قيم كسرية _ في داخل مدى معين أو بين قيمتين محددتين بالنسبة لوحدات قياس محددة ... مثلا الأجور تكون بالجنيات أو كسروها بالمنزيم ، والأطوال تكون بالأمتار أو كسروها بالسنتيمترات ، والمليمترات ، وترجات الحرارة أثناء اليوم الخ .

وتقوم فكرة تبويب البيانات الكمية على أساس بسيط مؤداه تقسيم مدى القيم الأصلية للظاهرة إلى مجموعات جزئية وذلك بصم بعض القيم المتقاربة إلى بعضها البعض في مدى بميط نسبياً في نتابع يطلق عليه ، فالتدوروبة ويقضل أن تكون هذه الغاات متساوية ويتم ذلك عملياً وفقاً للخطوات التالية:

أولاً: نحديد مدى التغير فى البيانات الأصلية وهو عبارة عن الفرق بين أكبر قيمة وأصغر قيمة فى مفردات الظاهرة الكمية موضوع التبويب أى أن : المدى = (أكبر قيمة _ أصغر قيمة)

ثانياً : تقسيم المدى السابق إلى عدد معقول من الفشات ، قد تكون هذه الفشات متساوية الطول أو غير منساوية الطول على حسب الأحوال ، مع تحديد حدود كل فشة من هذه الفشات ... طبقاً لخيرة الباحث ... مع مراعاة ألا تكون

هذه الجدود متداخلة (*) من ناحية أو متباعدة أي يكون هناك هجوة بين كل فئة وأخرى من ناحية أخرى ـ حتى لايحدث خطأ بالنكرار أو عدم تصنيف بعض البيانات الأصلية.

ويجب أن يراعى أن إنساع مدى الفئة قد يصنيع بعض معالم التوزيع من ناحية ، كما أن صنيق مدى الفئة قد يؤدى ألا تكون هناك فائدة مرجوه من عملية التبويب من حيث تلخيص البيانات الأصلية .

ونود أن نوجه النظر هنا أنه لا توجد طريقه محددة لتحديد العدد المناسب للفئات ، لذلك فإن تحديد عدد الفئات يترك للتقدير الشخصى لمن يقوم بإعداد الجداول التكراوية مراعيا في ذلك طبيعة البيانات الأصلية التي نقس مداها إلى عدد من الغنات ، ولكن يجب ألا يكون هذا العدد مختصراً جدا بما يعمل على زيادة تلخيص البيانات الأصلية بما يحمو كثيراً من خصائصها، كما يجب ألا يكون عدد هذه الفئات كبيراً بما لايؤدى إلى تحفيق الهدف الاساسي من ذلك ، وهو العمل على تلخيص البيانات الأصلية ، لكل ما سبق يجب أن يتراوح عدد الفذات بين ١ - ٢٠ فئة (**) على حسب طبيعة البيانات الحريبه ، والغرض من عملية النبويب من ناحية ثانية .

وخارج قسمة ، مدى البوانات الأصلية ÷ مدى الغفة اذا كانت متساوية يصلينا عدد الغنات .

ثالثاً: القيام بتسجيل القيم الأصلية في جدول التفريغ كل حسب الفئة التي تتبعها باستخدام أسلوب (الحزم) وفقاً لما تم في تبويب البيانات الرصفية في المثال رقم (١) السابق .

رابعاً: نقوم بترجمة عدد مفردات كل فقة ، وعدد الحزم التي أمامها لتحديد تكرار كل فقه ، لنصل إلى جدول النوزيع التكراري .

 ⁽ه) أن التصيم إلى نشاءت يستقذ جميع المتردات ، ويدون تكرار لأى ماردة أمام أكثر من فقة واحدة
 (هه) قامدة (Starges Rule) لتحديد عدد القدات في البرزيطات أن الليم المؤسسة من (١٠٠٠٠٠٠) .

عدد قدات التوزيم التكراري = ١ + ٣,٢٠ لوغاريتم عدد القيم.

ولتحقيق شرطى عدم التداخل أو التباعد بين فدات الجدول التكرارى فإنه يختلف تحديد حدود الفئات في بيانات المنغيرات المنفصلة عنه في بيانات المنغيرات المتصلة .

(أ) المتغيرات المتصلة (أو المستمرة) (Continuous Variable)

اذا أخذت قيم بيانات الظاهرة جميع القيم الممكنه أى سواء أكانت قيم صحيحة أو كسرية ، فى داخل مدى معين أى بين قيمتين محددتين فإن مثل هذه الظواهر يطلق عليها إحصائياً متغيرات متصله أو مستمرة وعليه فكل من ظواهر الأجرر ، والأطوال ، والأوزان ، ودرجات الحرارة على مدار يوم محدد...، تعتبر متغيرات متصله أو مستمرة ، والجدول التكرارى لها يكون متصلاً أى أن مجموع فئاته المتتالية تكون متصله أيضا، فمثلاً أذا بلغ أقل أجر يومى لعينة من العمال باحدى الصناعات ٥ جنيهات بينما بلغ أعلى أجر بنفس العينة ٥٥ جنيها وأردنا تبويب مجموعة العمال بهذه العينة طبقاً لمستويات أجورهم اليومية ، على أن يتم تلخيصها فى خمسة فلات متساوية يتم تحديد حدودها كما يلى :

طول الفئة الواحدة =
$$\frac{1000}{100}$$
 = $\frac{0000}{0}$ = $\frac{0000}{0}$ = 0 جنيهات

ويمكن كتابة حدود الغنات بالطرق التالية:

الطريقة (٢)	الطريقة (١)	حدود الغئات	ترتيب الغشة
10-0	_0	٥ وأقل من ١٥	1
Yo_	_10	۱۵ وأق <i>ل من</i> ۲۵	٧
To_	_ 40	۲۵ وأقل من۳۵	٣
10_	_ 40	٣٥ وأقل من٤٥	£
00_	00_{0	٥٤ وإلى ٥٥	٥

ويطاق على الجدول النكارى الذى حددت له كل من الحد الأدنى للعيد أن المنغير متصل ويطاق على الجدول التكرارى الذى حددت له كل من الحد الأدنى للعيدة الأولى وهى الفئة (٥) والحد الأعلى الفئة الأخير وهى القيمة (٥٥) بالجدول التكرارى المفقل فى حين لو لم يتم تحديد الحد الأدنى المفئة الأولى بل ظلت مغدوحة بدون حدود كالأتى (- - ١) أو أقل من ١٥ فى حين تم تحديد الحد الأعلى الفئة الأخيرة كالآتى (٥٥ - ٥) فيطلق على الجدول التكرارى فى الحالة السابقة بجدول تكرار مفتوح من أسقل وهناك حالات عملية تطلب ذلك، لكن لوحدث المكس أى تم تحديد الحد الأنفى الفئة الأولى (٥ -) ولم يتم تحديد المد الأعلى الفئة الأخيرة (٥٥ -) أو ٥٥ فأكثر فيطلق على الجدول فى المدالة عدول تكرارى مفتوح من أعلى، وهناك حالات عملية تتطلب ذلك، الكن لو لم يتم تحديد الحد الأدنى القفة الأولى والمد الأعلى اللفئة الأخيرة فيطلق عليه جدول تكرارى مفتوح الطرفين، حيث هناك حالات عملية أيضاً تتطلب عليه جدول المرارى مفتوح الطرفين، حيث هناك حالات عملية أيضاً تتطلب ذلك، وستظهر أهمية نوعية الجدول التكرارى عند إعداد الرسوم البيانيه وبعض المقاييس الاحصائية المختلفة سيرد نكرها فيما بعد .

(ب) المتغيرات المنفصلة (الوثابة) Discrete Varia ble

إذا أخذت قيم بيانات الظاهرة ، فيما صحيحة فقط بحيث تقفز من قيمة إلى أخرى فجأة رسدون أن تتدرج في القيم الواقعة بينهما ، فإن مثل هذه الظواهر يطلق عليها احصائيا متغيرات منفسلة أو وثابة ، وعليه فكل من عدد العمال في مصنع أو عدد أفراد الاسر في منطقة ما ، وعدد الكتب في احدى المكتبات ، تعتبر متغيرات منفصلة أو وثابة ، والجدول التكراري لها يكون منفصلاً أي أن مجموع فئاته المتتالية تكون منفصلة أيضاً ، فمثلاً إذا أردنا تصنيف مجموعة المنشآت الصغيرة في منطقة معينة طبقاً لعدد العمال بكل منها وكانت أصغر منشأة بها ٣ عمال وأكبرمنشأة بها ٣٣ عاملاً فيمكن تبويبها في سبعة فئات منساوية طول كل منها ٣ كمايلي :

ويمكن اختصار كتابتها كالآتي	حدود الفشات	ترتيب الفئة
۰_۳	من ٣ إلى ٥	1
F_A	من ٦ إلى ٨	4
11_1	من ۹ إلى ١١	٣
16_17	من ۱۲ إلى ۱٤	٤
14-10	من ١٥ إلى ١٧	٥
Y+ _1A	من ۱۸ إلى ۲۰	*
77-41	من ۲۱ إلى ۲۳	٧

ونلاحظ أنه ليس هناك تداخل بين حدود الفئات اعلاه ، وليس هناك فجوة بين حدود فئة وحدود الفئة التالية لها مباشرة حيث أن المتغير منفصل ، وأن أطوال الفئات متساوية ، لذا يطلق عليه جدول تكراري منتظم أما اذا كانت أطوال الفئات غير متساوية ، فيطلق عليه جدول تكراري غير منتظم .

مثـال (٢) فيما يلى التوزيع الطولى لعدد ٥٠ تلميذاً بالسنتيمتر بفصول احدى المدارس في المام الدراسي ١٩٩٧/٩٦.

154	148	105	127	172	101	127	۱۳۸	150	140	
174	101	150	187	174	101	177	10.	11.	179	
177	177	121	107	177	181	171	150	121	۱۳٤	
NEA	١٣٨	121	175	737	150	117	150	111	177	
117	128	157	177	15-	122	150	122	177	١٤٠	

والمطلوب تبویب البیانات السابقة فی عدد خمسة فشات متساویة بجدول تکراری منتظم مطلق ونسیی .

الحسل : المدى = ١٧٥ ـ ١٧٥ = ٢٩

طول الغلة المتساوية = $\frac{79}{0}$ = -3.0 تقرب إلى أقرب عند مسحيح أعلى أى = -3.0

٢ _ الجدول التكواري

١ _ جدول تفريغ البيانات

النكرار	التكرار المطلق	حدود القاسات	عمليــة	حدرد
النسبي	(عددالتلاميذ)	(الطول)	تفريغ البيانات	الفشات
•,17	7	071_	I THE	071 171 771 731 731 731
•,77	11	171_	HE THE THE	
•,7•	10	Y71_	HE THE THE	
•,75	14	T31_	HE THE	
•,75	7	P31_001	I THE	
١,	٥٠	إجماليالتكرارات		

مثال (٣) فيما يلى عدد أيام الغيات عن الممل لمينة من عمال لحدى المنشأت تتكون من عدد ٤٠ عاملاً .

والمطلوب : تلخيص البيانات السابقة في عند سنه فدات متساوية بجدول تكراري منتظم مطلق ونسبي .

وحيث أن عدد أيام الغيات متغير منفصل

١ _ جدول تفريغ البيانات ٢ _ الجدول التكراري

التكرار النسبي	التكرار المطلق (عددالتلاميذ)	مدود الفئيات (الطيول)	عمليـة تفريغ البيانات	حــدود الفئات
•,•0	٧	1_1 14_Y	11	1_1 Y_Y
•,۲۷o •,۲o	11	11 _ 11 12 _ 19	I LHT LHT	11-11 14-17
•,••	٨	77_70 77_71	111 144	7°_70 77_71
١,_	€ a	إجماليالتكرارات		

الجداول التكرارية غير المنتظمة :

نظراً لأن بعض الظواهر قد يؤدى تغريفها فى قات منتظمة إلى وجود بعض الفئات بها تكرارات قليلة وأتعدامها فى البعض الأخر لذا يفضل تغريغ مثل هذه الظواهر فى قدات غير متساوية .

مثال : فيما يلى جدول تكوارى عن ظاهرة وفيات الأطفال الرضع باحدى المدن طبقاً لعر الطفل بالشهور .

طول الفلسة	التكرار (عدد الاطفال المترفين)	فات العمر بالشهور
١	1	٠ أقل ١
١ ،	٥٠	۱ وأقل
4	٧٠	٣و أقل ٦
٣	10	٦ وأقل ٩
٣	. 4	۹ وأقل ۱۲
١٢	٦	١٢ وأقل ٢٤
	٧٠٠	الأجمالي

التوزيعات التكرارية المتجمعة : Cumulative Frequicy distribtions

من الجداول التكرارية المطلقة أو النسبية في المثالين (٧) ، (٣) السابقين من السهل باستخدام هذه الجداول أن نجيب بسهوله ويسر على سؤال بعدد التحديد الذين تتراوح أطوالهم بين (١٣٧ – ١٤٣) أو نسبتهم وكذلك سؤال عن عدد العمال الذي تترواح مدة غيابهم مابين ١٩ – ٢٤ يوماً في السنة أو نسبتهم، لكن ليس سهلاً باستخدام نفس الجداول تحديد عدد التلاميذ أو نسبة الذين نزيد (أو تقل) مدة غيابهم عن ١٩٧ ، أو عدد العمال الذين نزيد (أو تقل) مدة غيابهم عن ١٩٧ موات المستخدام الجداول التكرارية المتجمعه سواء الساعدة أو الهابطة يمكنا بمجرد النظر امثل هذه الجداول الإجابة على الأسئلة :

1 _ الجداول التكرارية المتجمعة الصاعدة :

تتخلص الفكرة التى يقوم عليها إعداد مثل هذا الدوع من الجداول على تحديد الحدود العليا بجمع الفئات الأصلية وأيضا الحد الأدنى للفئة الأولى بالجدول التكراري الأصلى ونسبقها بكلمة و أقل من و ويتحدد التكرار المتجمع المناظر لكل فئة أصلية بجمع بيانات التكرارات من جهه الفئات الأولى الى الأخيرة بالجدول:

فى المثال رقم (٢) السابق يمكن إعداد الجدول التكراري المتجمع الصاعد المطلق والنسبى كما يلى

١ -- الجنفول التكرارى المتجمع الصناعة المطلق الجنفول رقم (١)

التكرار المنجمع الصاعدالمطلق	حدود الغدات	التكرار المطلق (ك)	الغدات (ف)
مبقر	أقل من ١٧٥	*	_140
٦	أقل من ١٣١	11	_171
17	أكل من ١٣٧	10	_177
777	أقل من 128	14	-157
££	أقل من ١٤٩	3	100_169
٥٠	لْكُلّ مِن ١٥٥		
		٥٠	اجمالي التكرارات

٢ ـ الجدول التكرارى المتجمع الصاعد النسبى الجدول رقم (٧)

التكرار السهتمع التكرار السبى	حدود الغفات	الماعد السبی (ک)	الفات (ف)
مغر ۱٫۱۲ ۲۴۶ ۱٫۱۵ ۸٫۸۸	أقل من ١٢٥ أقل من ١٣١ أقل من ١٣٧ أقل من ١٤٢ أقل من ١٤٩ أقل من ١٤٥	*,14 *74,* *7,* *34,*	170 171 171 731 131_001
		١,	اجمالي التكرارات

٢ - الجداول التكرارية المتجمعة الهابطة (النازلة)

ونقوم على تحديد الحدود الدنيا لجميع الفنات وأيضاً الحد الأعلى للفئة الأخيرة بالجدول التكراري الأصلى، ونلحقها بكلمة ، فأكثر ، ويتحدد التكرار المتجمع الهابط المناظر لكل فئة أصلية بطرح تكرار الفئة الأصلية الأولى من اجمالي التكرارات ، ومن الرصيد السابق يطرح تكرار الفئة الثانية وهكذا لباقي الغنات كالأتى :

أى أنه لتكوين التوزيع التكرارى النازل نبدأ بالمجموع الكلى للتكرارات المام الحد الأدنى للفته الأولى ثم نطرح منه تكرار الفقة الأولى فيكون الباقى هو عدد المفردات التى أكبر من الحد الأدنى للفقة الثانية ... وهكذا مع باقى الفئات كما أن من الأفضل أن نبدأ بوضع صغر أمام الحد الأدنى للفئة الأخيرة ثم نصيف تكرار كل فئة إلى مجموع التكرارات للفئات التى أسفلها حتى نصل الى المجموع الكل أمام الفئة الأولى .

فى المثال رقم (٢) السابق يمكن إعداد الجدول التكراري المتجمع الهابط المطلق واللسبي كما يلي :

١ - الجنول التكرارى المتجمع الهابط المطلق الجنول رقم (٣)

التكرار استجمع الصاعد المطلق	حدود الغفات	التكرار السلاق (ك)	القــات (ف)
0.	١٢٥ فأكثر	7	_170
٤٤	۱۳۱ فأكثر	11	_171
77	۱۳۷ فأكثر	10	_177
14	١٤٣ فأكثر	14	_127
3	١٤٩ فأكثر	1	100_164
مشر	١٥٥ فأكثر		
		٥٠	أجمالىالتكرارات

۲ — الجدول التكوارى المتجمع الهابط النسبي
 الجسسسدول رقم (3)

التكرار المتجمع الهابط النسبى	حدود الفضات	التكرار النسبى (b)	الغدات (ف)
١,_	١٢٥ فأكثر	•,17	_ 170
•,٨٨	۱۳۱ فأكثر	٠,٢٢	_171
•,11	۱۳۷ فأكثر	٠,٣٠	_177
٠,٣٦	١٤٣ فأكثر	٠,٢٤	-187
•,17	١٤٩ فأكثر	٠,١٢	100_189
منتر	٥٥٠ فأكثر		<u> </u>
		١,	اجمالىالتكرارات

وعليه من واقع الجداول التكرارية المنجمعة الصاعدة والهابطة السابقة يمكن الاجابة على الأسئلة التي أثرناها فيما سبق بمجرد النظر فنجد:

- _ عدد التلاميذ الذين يقل طولهم عن ١٣٧ سم هم ١٧ تلميذاً من الجدول رقم (١).
- ــ نسبة التلاميذ الذين يقل طولهم عن ١٣٧ هي ٣٤,٥ من مجموع التلاميذ من الجدول رقم (٢)
 - _ عدد التلاميذ الذين يزيد طولهم عن ١٣٧ سم هم ٣٣ تلميذا من الجدول رقم (١).
- .. نسبة الثلاميذ الذين يزيد طولهم عن ١٣٧ سم هي ٦٦, من مجموع التلاميذ من الجدول رقم (٤) .

كما سيتم استخدام الجداول التكرارية المتجمعة السابقة عند حساب بعض المقاييس الإحسائية أو عند استخدام أساوب المقارنة بين توزيسين مختلفين بجانب بعض الرسوم البيانية كما سيرد فيما بعد :

الجمداول التكرارية المزدوجة :

تستخدم الجداول التكرارية العادية أو البسيطة سواء أكانت مطلقة أو نسبية أو متجمعة صاعدة أو هابطة لتلخيص أو تبويب البيانات عن ظاهرة واحدة سواء تعلقت هذه الظاهرة بمتخيرات متصلة أو متخيرات منفصلة لكن لو أردنا تبويب البيانات عن ظاهرتين مما تمهيداً الوقوف على الملاقة بينهما، فإننا نستخدم البيانات عن ظاهرتين مما تمهيداً الوقوف على الملاقة بينهما، فإننا نستخدم عدد من الأعمدة وعدد من الصدفوف ويحدد العمود الأول لفتات الظاهرة الأولى، والسطر الأول لفتات الظاهرة كما سبق أن أوضحنا فيما سبق عدد دراسة الجداول الإحصائية البسيطة، وكما سيتضح من المثال التالى في باقى الأعمدة وباقى الصفوف.

مثال (٤) فيما يلي الإنتاجية والأجر اليومي ، لعدد ٣٠ عاملاً باحدي الدشآت:

الاجر اليومى بالجنيه	الانتاج اليرمى بالقطعة	الاجر اليومى بالجنيه	الانتاج اليومي بالقطعة
Y%	V1	44	OA.
Y 1	A1	44.	٧١
79	VY	Al	YA
77	77	77	7.4
۸۳	A£	FA.	A۳
71	7.6	70	01
AY	Ao	Y1	٧٤
10	٥٤	44	11
77	YY	YY	Yo
AY	FA	44	44
٥٣	٧٥	٧١	77
YA	AY	YY	**
OA	71	4£	41
٥٠	01	W	**
٧.	7.	YA	V1

والسطلوب : إعداد جدول تكراري مزدوج للظاهرتين السابقتين من خمسة فنات متساوية للظاهرتين :

العبل:

أولاً : جملول تنفريخ الهسانات

	100_40	-A•	-y.	_1.	_0.	قات الأجر قات الإنتاج
I	1				1111	09_04
			1	111	1	19_1.
I			IIITHU	- //		V9_V•
Ĭ		1 HU	1			49_A•
	/// .	,				99_9+

ثانيا : الجدول التكراري المزدوج

لجمالي التكرارات	_9.	-4.	~4.	_1.	-0.	فات الأجر فات الانتاج
٥	١				٤	01_0.
٥			,	٣	١	19_1.
١٠			٨	Y		V1_V•
٧		٦	١			A1_A+
٣	٣					11_1-
٣٠	ź	٠ ٦	1.	٥	0	إجمالى التكرارات

وليس شرط أن يكون عدد فئات الظاهرة الأولى في الجدول التكراري المزدوج مساويا لمدد الفئات للظاهرة الثانية أو أن يكون طول الفئات بهما متساوية ، لكن من الممكن أن يختلف كل من حدود القئات أو طول الفئة أو كلاهما في ظاهرة عن الأخرى على حسب طبيعة البياتات أو طبقاً لما يتراءى للدارس في هذا المجال.

الطريقة الثانية : التصنيف أو التبويب الآلى :

وتستخدم هذه الطريقة إذا كان عدد البيانات المراد تصعيفها أو الأسلاه عنها كبيراً من ناحية ، وتوافرت الإمكانيات المادية والقنية المرصودة لأعداد الدراسة من ناحية أخرى، والألمام بنواحى فنيه أخرى تختلف من حاله لأخرى ويختلف الاملوب المستخدم في هذه الطريقة على حسب نوعية الآلات المنوافرة .

⁽۱) مثل الات شركات LB.M ، ورميختون راقد .

الأسلوب الأول : وفيه تستخدم الآت تقليديه كألات الترميز والتى بمقتضاها نستبدل البيانات الاحصائية برموز في صورة رقعية ويتم نقلها على بطاقات مخصصه لهذا العرض يطلق عليها الآت تثقيب البطاقات تسهل لذا عملية تثقيب مثل هذه البطاقات في صورتها الجديدة ، وألات اخرى تساعد على مراجعتها كما توجد آلات أخرى لفرز مثل هذه البطاقات المثقوبه وتبويبها في جداول تكرارية تتناسب مع البيانات الخام ويتم كل ذلك بعناية ودقة وسرعة كبيرة نسبياً عده في الطريقة البدوية .

الأسؤوب الشائى : وقيه تستخدم ألات الكترونية حديثة تتميز بالكفاءة والسرعة الهائله والقيام بعمليات كذيرة ومتنوعة في وقت واحد من إدخال وتتقيب وفرز وتبويب وتحايل وإخراج اللتائج ، تمهيد الاتخاذ القرارات في وقت وبمجهود بسيط جداً بالقياس للطرق والوسائل الأخرى أي بإستخدام البطاقات المتقدية الورقية أو المعناطيسية أو باستخدام البطاقات المعقطة أو ألحبر المعقط ، وكل ذلك يقدمنى الإلمام بلقات خاصه بالحاسبات الالكترونية كلفة الفررتران ، ونفة الكوبول ... الغ، ولفة لكتابه البرامج واعطاء النطيمات مع المكانية مراجعة البرامج ومتابعتها ، وأيوساً الالمام بمكونات الحاسبات من وحدات إدخال أو وحدات إخراج اللتائج .

كما انه مع التطور المستمر لعلوم الحاسب ووسائل الاتصال اصبح لدي الكثير من المنشأت القدرة علي الحصول علي معلومات أنية عن انظمتها الداخلية وكذلك من البينة المحيطة بها عن طريق بناء " نتظيم إدارة قواعد بيانات منطورة " و الاشتراك في شبكة معلومات باستخدام برامج إحصائية جاهزة من أهمها . Mintap /spss / sAs / B MDP/ Instat

المبحسث الثماني

العرض البياني للبيانات الاحصائية

يعتبر العرض البياني - أى الرسوم البيانية - وسيلة أخرى للخيص وعرض البيانات الإحصائية ، خاصة أنها أسهل إستيعاباً وأكثر سهولة وجاذبية للقارئ العادى عنه في اسلوب العرض الجدولي ، هذا بالإضافة الى أن بعض الرسوم البيانية يساعد في اجراء بعض التطيلات الإحسائية كما سيرد فيما بعد.

وتختلف أشكال العرض للبيانى ، لإختلاف نوعية البيانات الإهصائية ، ولإختلاف وطيفة البيانات الإهصائية ، ولإختلاف وظيفته الدوسنحية لهن سيطلع عليه . ذلك لأن الهدف من الرسم البيانى لا يمكن تحقيقة إلا بإختيار الرسم المناسب ، فهناك رسوم يكون هدفها إيراز طريقة التخير فى الظواهر موضوع الدراسة خلال فترة زمنية محددة ، وأخرى يكون هدفها بيان ظاهرة كلية إلى أجزائها المختلفة فى فترة وليكن عام محدد ، أو أن يبرز الرسم البيانى هذا التقسيم فى عدة أعوام متداليه . فيتضح التغير فى تركيب الظاهرة من عام لآخر مثلاً .

لكل ما تقدم تختلف أشكال المرض البياني للبيانات النوعية (غير المبوية) عده في البيانات التكرارية (العبوية)

أهم أشكال العرض البياني للبيانات النوعية (غير المبوبة) . Nomenal Décta أولاً: الأعمدة أو المستطيلات البيانية (Bar Chart)

وعادة مايستخدم هذا الشكل لتحليل بيانات منصلة أو منفصلة وهنفها ليراز قيم ظاهرة في عدد من السنوات أو في عدة أماكن مختلفة ، أو لأبراز شاهرتين أو أكثر لمدد من السنوات أو في أماكن مختلفة أو لإبراز التغير في ظاهرة ما سواء كان تغيراً موجباً أو سالباً ... الخ ، وهناك أكثر من نوع من هذه الأعمدة وفي كل الأنواع يجب مراعاة مايلي:

 ١ - يجب أن يتم الرسم البياني على محورين متعامدين أحدهما المحور الأفقى (س) ويخصص دائما للمتغير المستقل. والآخر المحور الرأسي (ص)
 ويخصص المتغير التابع، على أن تعالى الأرجه المختلفة الظاهرة وقد تكون سنوات، صفات أو فات، كتواعد متساوية للأعمدة على المحور الأفقى، على أن تمثل الظاهرة نفسها كإرتفاع (للأعمدة) على المحور الرأسى على أن يبدأ المقياس المدرج على المحور الرأسى – من (الصفر) دائماً – حتى تتناسب مساحة الأعمدة مع أرتفاعاتها أى مع الأرقام الحقيقية التى تتثلها الظاهرة موضوع الدراسة ، على أن يتم كل ذلك بمقياس رسم – مناسب – يفمنل أن يوضع بجانب الرسم – بما يعمل على تسهيل لجراء المقارنات المختلفة بين قيم هذه الظاهرة في الأزمنة أو الأمكنه المختلفة .

٢ - يجب أن توضح الأعمدة ، على الرسم بطريقة مناسبة ويفصنل أن يترك مسافة بين كل عمودين متجاورين تعادل إلى قواعد هذه الأعمدة، على أن يكتب اسم كل وجه من أوجه الظاهرة في أسغل العمود الذي يمثلها.

" _ إذا ما كانت قيم بعض السنوات أو الأمكنه منطرفة وبالتألى سيكون إرتفاع العمود الذي تمثله شاذا ـ وققا استياس الرسم المختار ـ فإنه في مثل هذه المنادح عنداك منذاك المسمال المستراد عندا المسمال المنادع المسلمال

الحالات يمكننا كسر ذلك العمود قرب قمته بطريقة غير منتظمة هكذا (إمهم) وكتابة قيمتة المدديه أعلاء

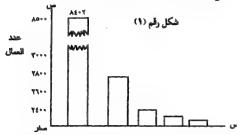
٤- يتم كتابة كل من موضوع ومكان وزمان البيانات التي تمثل الشكل بعنوان يكتب عادة أعلاه ، على أن يكتب مصدر هذه البيانات اسفل الشكل .
 (أ) الأعمدة السائية السيطة :

وتستخدم إذا كان هذاك سلسلة من القيم لظاهرة راحدة ذات أرجه مختلفة أو لعدد من السنوات أو الأمكنة المختلفة ، ويراد عرصها بواسطة الأعمدة ، وحتى يتم إستيماب تطور بيانات الظاهرة بسرعة بمجرد النظر إليها تمثل بمجموعة من الأعمدة المتجاورة بشكل مناسب على أن تمثل السنوات أو الأمكنه على المحور الأفقى كقواعد متساوية لهذه الأعمدة ، بينما تمثل قيم الظاهرة على المحور الرأسي كارتفاعات لهذه الأعمدة ويتضح لذا ذلك من الأمثلة التالية :

مفسال (1) : الجدول التللى يوضح ترزيع عدد المنشأت بالملكه العربية السمودية حسب عدد العمال بالمنشأة حتى ١٠٥٠ عامل في عام ١٤١٧ هـ والمطارب تمثيل ذلك براتزاً في شكل أعددة بسيطة

14-	V1.1·	09_5-			فلسأت العمال
£Y1	333		TVVF	AE- Y	مبدائنشأت

توزيع المنشأت على حسب فدات العمال عن سنة ١٤١٧هـ .

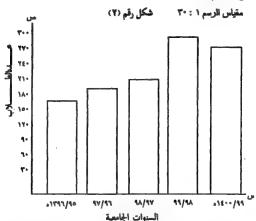


مشال (٧) : فيما يلى عدد الطلبه الخريجين بكلية الطوم الادارية ـ جامعة الملك سعود في الفترة من العام الجامعي ١٣٩٦/٩٥ هـ حتى العام الجامعي ١٤٠٠/٩٩ هـ .

٨١٤٠٠/٩٩	11/14	14/14	14/12	11/10	الصام الجامعى
779	144	198	146	171	عددالطلاب

المطلوب : تمثيل ذلك بيانيا في شكل أعمدة بسيطة

عدد الطلبة المقيدين بالكلية في الفترة من العام الجامعي ١٣٩٦/٩٥ هـ هتي ١٤٩٩/١٣٩٩ هـ .



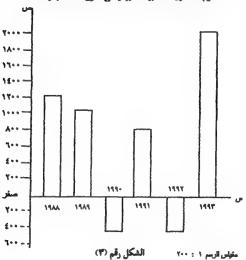
المصدر: دليل كلية الطوم الإدارية ١٤٠٠ - ١٤٠١ هـ

وهناك بيانات بعض النظواهر التى تكون موجبة فى بعض الأحيان وسالبه فى أحيان أخرى وكأمثلة لذلك ، نتيجة أعمال احدى الشركات قد تكون ربع (موجب) أو خسارة (سالب) خلال عدة سنوات متدالية ، أو بيانات التصدير والاستيراد لدولة ما فى عدة سنوات ، والميزان التجارى لاحدى الدول فى فترة محددة كفائض أو عجز، هنا يمكن تمثيل قيم هذه النطواهر بأعمدة بسيطة أيضاً على أن تمثل القيم الموجبة بأعمدة ترسم أعلى محور السينات بينما يتم تمثيل القيم السالبة بأعمدة ترسم أسفل محور السينات الرسم.

منسال (٣) : فيما يلى بيان منافى الربح أو النسارة بالألف جنيه خلال السنوات ١٩٨٨ حتى ١٩٩٣ لإحدى الشركات ، مع ملاحظة أن النسارة ستمثل بقيم سالبة .

1997	1997		199-		1944	البلة
4	(٤٠٠-)	A		1	14	نتيجه الأعمال

المطلوب : تمايل تلك البيانات بيانياً في صورة أعمدة بسيطة .



(ب) الأعمدة البيانية المزدوجة (المتلاصقة) :

وتستخدم اذا كانت هناك سلسلتين أو أكثر من القيم لمظاهرتين أو أكثر أو المناهرة المناهرة المناهرة أوجه مختلفة في عدد السنوات، أو الأماكن المختلفة ... الغ، وهذا يتم تعذيل كل سنه أو مكان أو وجه من أوجه الظاهرة بعمودين أو أكثر متلاصقين ، وهكذا بالنسبة للأوجه أو السنوات أو الأماكن الأخرى ، بحيث يكون طول كل عمود منها متناسباً مع القيمة التي تعظها كل ظاهرة أوجبه ولسهولة إجراء السقارنات بمكن تظليل أيهما أو إعطاء كل منها لون مختلف عن الأخر ويتصح ذلك من المثال التالي .

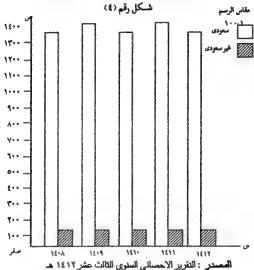
مثال رقم (٤): فيما يلى عدد العاملين بالمؤسسة العامة للتأمينات الإجتماعية على حسب الجنسية خلال الفترة من ١٤٠٨ هـ حتى ١٤١٧ بالمملكة العربية السعودية .

1617	1811	181+	18+9	18+4	السنة
٥٩	A1	44	9.5	1+1	غور سعودی
1844	1817	1444	YAY	14.14	سعودى

المطلوب : تمثيل ذلك بيانياً في صورة أعمدة مزدوجه .

الحسل :

عسند العاملين بمؤمسة التأمينات الاجتماعيـة السعودية (سعودى ــ غير معودى) في الفترة من ١٤٠٨ ــ١٤١٢



ج _ الأعمدة البيانية الجزأة (المركبة) :

وعادة ما تستخدم اذا كانت هناك ظاهرة ما تتكون جماتها من عدة أجزاه من نوعيات مختلفة فمثلاً أجمالي عدد السكان في بلد أو منطقة ما تتكون من جزء من السكان الذكور ، وجزء آخر من السكان الأنسائ أيضا عدد العالمية بجامعة أو كلية ما تتكون من جزء من الطلاب الذكور والجزء الآخر من الطالبات، كما أن لجمالى الاستيراد فى عام ما لبلد ما يتكون من جزئيات من البصائع المختلفة فى عدة سنرات متتالية البصائع المختلفة فى عدة سنرات متتالية أو أماكن مختلفة فى شكل عمود ولحد لكل سنه أو مكان على أن يتكون هذا العمود من عدة جزئيات تجميعية مميزة على حسب الأحوال ، وهذا يمكن :

١ - مقارنة الأعمدة المقابلة ببعضها البعض من ناحية ، ومقارنة الأجزاء المتشابهة في كل عصود من ناحيسة أخرى، وللايصاح يتم تظليل أو تلوين كل جزء بشكل أو لون يختلف عن الجزء الآخر، ويتضح ما تقدم من المثال التالي:

مثسال (۵):

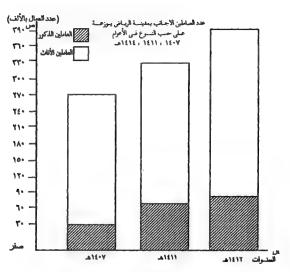
فيما يلى اجمالي العمالة الأجنبية بمدينة الرياض عن الأعوام ١٤٠٧، ١٤١١ . ١٤١١ موزعة على حسب الدوع.

.A1£1Y	-A1811	A1E•V	النوع
47977£ 47977	753407 07 177	**************************************	نکــور إنــاث

المطلوب: تمثيل ذلك بيانياً في شكل أعمدة مجزأة

الحسل: .

مقياس الرسم ١ : ٣٠ ألف



شكل رقسم (٥)

المصدر : التقرير السنرى الفرفة التجارية الصناعية بالرياض . ١٤١٣/١٩١٢هـ .

ويلاحظ أن طول العمود الكلي يمثل جملة العاملين ، بينما يمثل الجزء المطلل عدد العاملين الأنباث، والجزء غير المطلل عدد العاملين الذكور.

: (Line Chart) الخط البياني

وعادة ما يستخدم الترضيح سير ظاهرة ما خلال فدرة زمدية محددة ، فنقرم برسم خطين أو محرين متعامدين، يختص الأفقى منها التعبير عن الزمن، بينما يختص الرأسى منها لقياس التغير في الظاهرة عن الفترات الزمنية المختلفة على أن تحدد قيم الظاهرة بنقاط في المستوى المحصور بين المحورين بقيمتين المدهما مقيسه على المحور الأفقى والأخرى على المحور الرأسى (الإحداثيات) ولو تم توصيل هذه النقاط بخطوط مستقيمة فإننا نحصل على شكل نطلق عليه والخط الببائي ».

كما يصلح الغط البياني أيمنا امقارنة ظاهرتين أو أكثر بالنسبة الزمن أو كظاهرة مشتركة ، حيث يتم تخصيص خط بياني لكل ظاهرة أو متغير مع تمبيز كل منها عن الأخرى باحدى طرق الرسم المستخدمة وليكن اللرن مثلاً.

ويتصنح لنا ما تقدم من الأمثلة التالية :

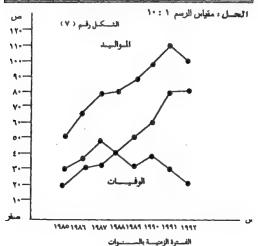
مشال (٦) :

فيما يلى المبيعات المحلات إدريس لكل من الفرعين أ ، ب بالألف دولار في المدة من ١٩٨٩ م حتى ١٩٩٣ م والمطلوب تمثيل ذلك بيانياً في صورة خط بياني.

							-						
	P1998	١٩٩٢م	61991	٠١٩٩٠م	P19A9	السنة							
	٥٠	40.	4	170	14-	الفرع أ							
	1	10.	4	۲۰۰	40.	النرع ب	l						
,	مقياس للرسم : ١ : ٥٠ ألف ص												
	-												
0													
٤	»·				. 7								
٤٠					3								
70					71								
۳.				3.									
					(3)								
F 40	7		< /										
Y 10		•			12								
11	۰۰				100	V _I							
1													
•	»· —												
شر							_						
		1949	-1999	1991	1997م	21998	س						
		ت	لسنبوا	الزمنيــة با	الفسترة								
				شكان									

مشال (۷) فيما يلى عدد المواليد وعدد الوفيات فى إحدى القرى خلال الفترة الزمنية من ١٩٨٥م حتى ١٩٩٧م، المطلوب تمثيل ذلك بيانياً فى صورة خطوط بيانيه مع أستنساج الظاهرة المشتركة بينهم

-1997	د ۱۹۹۱م	c1991	۱۹۸۹م	۱۹۸۸	۱۹۸۷ع	۲۸۶۲م	r1940	السنسة
1.0	11.	40	Ao	۸٠	٧٦	٦٥	٥٠	الوفيات
Υo	٣٠	40	۳٠	٤٠	77	۴٠	٧٠	المواليد
A٠	Α-	٦٠	٥٠	ź٠	££	70	٣٠	عدد الباقين على قيد الحياة



- 79 -

شكل الدائرة:

وبمقتضى هذا الأسلوب للتمثيل البياني ، تستخدم فيه المساحات بدلا من الخطوط البيانية أو الأعمدة العميل البيانات، ففيه تكون مساحة القطاعات الدائرية متناسبة مع الأرقام أو القيم التي تمثلها.

وفيه أيضاً ثمثل جعلة الظاهرة بمساحة دائرة كاملة على أن تمثل القيم الجزئية الدى تتكرن منها جملة الظاهرة بقطاعات دائرية ، حيث تتلاقى هذه التطاعات الدائرية عند مركز هذه الدائرية ، ويجب أن تتناسب مساحة كل قطاع دائرى مع المقادير الجزئية المكونة الظاهرة ، مع مراعاة تمييز كل قطاع منها بلون أو أشكال زخرفية مختلفة لزيادة الإيضاح .

وعليه فإن الشكل البياني للدائرة يمكن أن يستخدم لتمذيل بيانات مكونه من مجموع عام لظاهرة ما ، وفيه يقسم المجموع العام المشار اليه إلى أجزاء، ومن ذلك يمكن مقارنة البيانات الجزئية لمجموع الظاهرة على أساس نسبى .

مشال (۸) :

الجدول التالى بومنح توزيع منشأت القطاح الخاص باحدى المدن موزعـة على مناطقها المختلفة عام ١٩٩٥ .

الإجمالي	الجنوبية	الشمالية	الغربية	الشرقية	المنطقة
15779	1117	1107	PF70	454.	عدد المنشأت

المطاوب : تمثيل ذلك بيانياً في شكل دائرة

الحسل:

أولاً : يتم تعويل القيم المطلقة إلى نسب منوية (بقسمة عند المنشأت في كل منطقة على اجمالي المنشأت بالمنينة) .

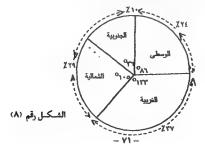
ثانياً : تحويل النسب المئوية في (أولاً) إلى زوايا قطاعيــة - من زاويـة مركزية للدائرة قدرها ٥٣٦٠ - تتناسب كل منها من السبة المئويـة لكل جزء .

أى أن: الزاوية القطاعية لأى جزء - ٣٦٠ × النسبة المنوية الحزء.

ويوضح الجدول التالي الخطوات المطلوبة في (أولاً) (وثانيا) .

زاوية قطاعية	النسبة المترية لعدد المنشأت	عددالمنشأت	المنطقة
**************************************	XYE = 1 · · × <u>TEY ·</u>	454.	الشرقية
0/17 = 100 × 077.	/YY=1 · · × 0779	9770	الغربية
$a_{1,0} = \frac{1 \cdot \cdot}{\lambda d} \times a_{1,0}$	70/3/× · · /= PY X	\$107	الشمالية
$_{O}Ld=\frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \times} \times _{O}Ld \cdot$	Z1-=1× 12EV 1EYA9	1887	الجنربية
o ₁₇ .	7.1	PAYSE	الاجمالى

ويمكن تمثيل ذلك بيانيا في شكل دائرة كمايلي :



اذا كان عدد الأجزاء لظاهرة ما كبير ا ، فلا يفضل استخدام شكل الدائرة لتمثيل مثل هذه الظاهرة بيانياً ، لتعذر التمييز الواضح بسهولة لكل قطاع دائرى فيها وهو الهدف الاساسى للتمثيل البيانى ، وعليه فى مثل هذه الحالات يستحسن استخدام شكل الأعمدة المجرأة .

التمثيل البياني للتوزيعات التكرارية (المبوبه) المنفيرات المصلة :

(أ) المدرج التكواري: Histogram

هو عبارة عن شكل مدرج يشبة تدرج السلم ، ويعثل التوزيع التكرارى فى الجدول التكرارى فى شكل رسم بيانى أو هندسى ، ويمعنى آخر هو عبارة عن عدة أعمدة متلاصقة تتناسب أطوال كل منها مع تكرارات كل فشة تكرارية شريطة أن تعثل قواعد هذه الأعدة أطوال فشات هذا التوزيم .

وعلية فإنه يمكن تعليل كل فقة تكرارية بممرد ، قاعدته هي طول هذه الفقة ، وأرتفاعة عبارة عن تكرار نفس الفقة ، وسفرق هنا بين مدرج تكراري يمثل توزيع منتظم ، وآخر يمثل توزيع تكراري غير منتظم .

أولا : حسالة التوزيع التكواري المنتظم .

 ا ـ نرسم محورين متعامدين أحدهما محور الصادات (الرأسي) وتمثل عليه التكرارات الأصلية للظاهرة موضوع التمثيل البياني موذلك بمقياس رسم مناسب ، ولايد أن يبدأ المقياس من الصفر .

٢ ـ ومحور السينات (الأفقى) وتمثل عليه الفئات المختلفة للتوزيع التكراري بمقياس رسم مناسب أيضاً، وليس من المسروري أن يبدأ تدريجه من الصفر، ولكن من فئة سابقة الأدنى فئات التوزيع التكراري.

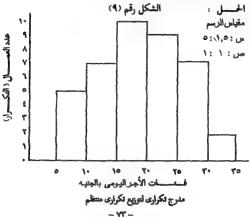
" .. نقيم أعمدة (مستطيلات) متلاصقة على المحور الأفقى (س) ذات قواعد متساوية (مثل أطوال الفئات) ، على أن يمثل طول كل عمود (أو مستطيل) منه التكرار المناظر اكل فقة على المحور الرأسي (ص) .

واما كانت قواعد المستطيلات متساوية النساوي أطوال الغشات هنا ستكون النسب بين إرتفاعات هذه المستطيلات تساوى النسب بين تكرارات هذه الغنات وتساوى أيضاً النسب بين مساحات هذه المستطيلات ، وبالدالي تكون مساحات تلك المستطيلات تساوى في مجموعها المجموع الكلي للتكرارات ، ويشترط هنا أن يكون التوزيع التكراري مقفلاً حتى لا نهمل تمثيل الفقات المفتوحة به .

مفسال (٩) :

فيما يلى جدول تكراري يوضح توزيع الأجر اليومي بالجنيه لعدد ٤٠ عاملاً في أحد المصانع ، والمطلوب تمثيله بيانياً في صورة مدرج تكراري.

T0_T+	_40	_7.	_10	-1.	م	فات الأجر بالجنية
٧	٧	٩	١٠	٧	٥	عدد الممال (التكرار)



ثانياً : حالة التوزيع التكراري غير المنتظم :

وفية يكون أطوال القنات غير متساوية ، وبالتالى ستكون أطوال (قواعد) المستطيلات مع المستطيلات مع المستطيلات مع التكرارات الأصلية (أرتفاعات المستطيلات في هذه الحالة) ، وحتى تظل مصلحة المستطيلات أي التكرارات الأصلية مثالبة مع أرتفاعاتها (أي التكرارات) فندخل المتعديل التالى على التوزيع التكريري الأصلى قبل الرسم لنصل إلى ما سنطاق عليه التكرار المعدل الذي سيتخذ أماساً لرسم المدرج التكرار المعدل الذي سيتخذ أماساً لرسم المدرج التكراري .

مشـال (١٠) فيما يلى جدول يمثل توزيع الدخول اليومية بالجنيه لعدد ٥٤٠ هن الماثلات فأحدى المدن .

0 1.	-48	- 44	-44	_14	-1.	الفائت(ث)	الدخل اليومى بالجنية
٣٠	14.	14.	4.	٨٠	٤٠	التكرارات (ك)	عدد العائـــلات

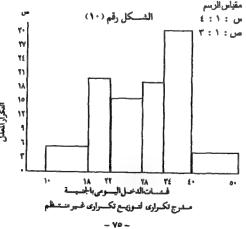
والمطلوب تمثيل ذلك بيانياً في صورة مدرج تكراري :

الحسال:

حيث أن أطوال فعات الدخل غير متساوية ، بل مختلفة الأطوال فطولها فى الأولى (٨) ، والثانية (٤) والثالثة والرابعة والخامسة (٦) والخامسة (١٠) فالتعزيع التكراري غير منتظم .

وعليه فقبل نمثيله في صورة مدرج تكرارى وحتى نتناسب مساحات المستطيلات مع تكراراتها المناظرة فيجب الوصول إلى التوزيع التكراري المعدل وفقاً لمايلي :

التكوار المحدل (ك)	أطول الفقات(ل)	التكرار الاصلى (ك)	ن
o = _£.	٨	٤٠	-1.
Y+ = _A	ŧ	۸٠	_1A
10 = 1	٦	٩٠	_44
4. = 14.	٦.	14.	- 47
Y = 1/A.	٦	1.4.	_45
Y = - Y-	١٠	۳۰	٥٠ ـ ٤٠
		01.	الإجمالي.



(ب) المضلع التكرارى: Frequency polygon

هر عبارة عن الخط المنكسر الواصل بين مراكز الفئات العليا المدرج التكراري (الموضح في الشكل ١٠ السابق).

أو الخط المنكسر الواصل بين إحداثيات مراكز الغاات المختلفة ، والتكرارات الأصلية أو المسدله المناظره لكل مركز فئة أي يمكن أن نصل إلى شكل المصلع التكراري باحدى طريقتين .

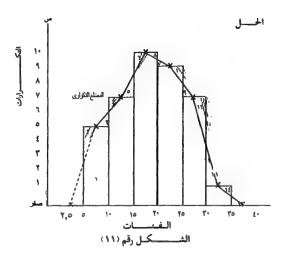
الطبريقة الأولى:

تحدد مراكز القواعد العليا المدرج التكرارى ثم نصل نقطة كل مركز منه بنقطة المركز الذى يليه بخط مستقيم .. وهكذا، ولإقفال الشكل نفترض أن هناك فئة سابقة للفئة الأولى بنفس طول الفئة الأولى وتكرارها - صفر ، وفئة أخرى لاحقة للفئة الأخيرة بنفس طولها وتكرارها - صفر .

علماً بأن:

أو مركز الفئة - الحد الأدنى الفئة + طول الفئة -

مشال (١١) مثل بيانات المثال رقم (١) السابق في صورة مضلع تكراري .



وقد تم الوصول إلى المراكز العليا للفقات كمايلي :

حيث أن مركز ف
$$_{2}$$
 $_{2}$ $_{3}$ $_{4}$ $_{5}$ $_{5}$ $_{5}$ $_{7}$

الطريقة الثانية :

 ١ - نحدد المراكز السقلي (للفشات) على المحور الأفقى (س) مع أفتراض أن هناك فئة سابقة للفشة الأولى بنفس طولها وتكرارها = صفر ، وفشة لاحقة للفشة الأخيرة بنفس طولها وتكرارها = صفر .

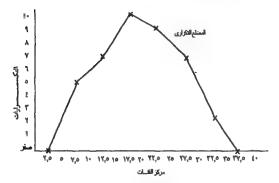
والمراكز السابقة هي :

ه. ۲۲٫۰ ، ۲۲٫۰ ، ۲۲٫۰ ، ۲۲٫۰ ، ۳۲٫۰ ، ۳۲٫۰ ، ۳۲٫۰ على الترتيب.

 ٢ ـ نحدد أمام كل مركز فئة ، نقطة تقابل تكرار تلك الفئة وهي في مثالنا صفر ، ٥ ، ٧ ، ١٠ ، ٩ ، ١٠ ، صفر) على الترتيب على المحور الرأسي (ص) .

٣ ـ طبقاً لمثالنا رقم (٩) السابق يكون إحداثى النقط (س، ص) كالأتى على الترتيب .

ويمكن تمثيل النقاط السابقة ـ وبالتوصيل بينها بخطوط مستقيمة نحصل على شكل المضلع التكراري كمايلي :



الشكل رقم (١٢)

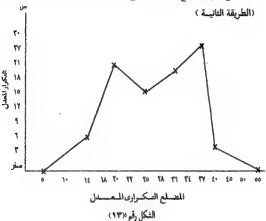
وبالنظر على الشكل رقم (١١) نجد أن هداك مثلاين متتاليين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متقابلين متعابلين متعابلين متعابلين متعابلين متعابلين متعابلين متعابلين الدرج، (١٠) (٢٠) (١٠) الشكل الترجيب منها وهي المثلثات المظللة خارجه عن نطاق مساحة المصلح التكراري ، والغربية منها وهي غير المظللة خارج نطاق مساحة المدرج التكراري - ونظراً لخاصة التطابق بين كل مثلثين متقابلين أحدهما فردى ، والآخر زوجي فاننا نلاحظ أن المساحة بين المصلع التكراري مجموع والمحور الأفقى تساوى مضوع مجموع

^{(×) (}زاویتین رمنلم).

التكرارات ، أى يمكن أن نقول أن مساحة المضلع التكرارى تساوى مساحة المدرج التكرارى لأى ظاهرة يمكن تمثيلهما بيانياً وفقاً للشكلين المشار إليهما عاليه ، .

مشال (۱۲)

أما المثال رقم (١٠) السابق من جدول التوزيع التكرارى المعدل يمكن نمثيله في صورة مصلع تكراري كمايلي :



جــ المنحنى التكراري Frequency Curve

عبارة عن الخط الممهد باليد بين كل أو معظم نقاط المراكز الطيا المصلع التكراري . من التعريف السابق نجد أن المنحنى للتكراري لا يختلف عن المصلع التكراري - الذي نم مناقشته في البند (ب) السابق إلا في أمر ولحد نقط وهو أن عملية التوصل بين نقاط المراكز العليا للغنات التي نمت بخطوط مستقيمة بين كل مركزين متناليين في المصلع التكراري ، يكون التوصيل باليد بين كل أو معظم نقاط المراكز الطيا الغنات المختلفة . بما فيها الغنة السابقة للغنة الأولى والغنة اللاحقة للغنة الأخيرة ، وبنلك نحصل على المنحني التكراري ، وعادة ما تكون المساحة المحدودة نحت المنحني التكراري أقل أو مساوية تقريباً (٤٠) للمساحة المحدودة تكل من المصناع أو المدرج التكراري لنفس الظاهرة مومنوع التمثيل البياني .

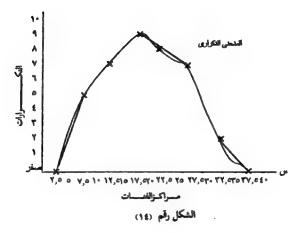
مشسال (۱۳) :

فى المثال رقم (١١) السابق - مثل بياناته فى صورة منحنى تكرارى .

١ ــ باتباع نفس الخطوات التي تمت في المثال (١١) حتى تحديد إحداثي
 نقاط (س ، ص) المختلفة .

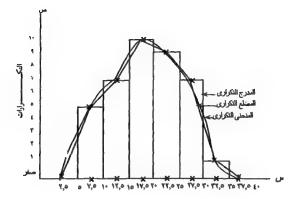
٢ - بالترصيل بخط ممهد (١٥٠) باليد بين كل أو معظم قيم (ص) المختلفة وهي (صفر ، ٥ ، ٧ ، ١ ، ١ ، صفر) على الترتيب نحصل على المختلفة المخ

⁽x) كاما كانت أطول القدات قصورة كلما إقدريت مساحة العدجى التكواري من مساحة كل من العدرج والمعناء التكواري لذمن الظاهرة وفي اللهاجة تتماري المساحات كلما صغر طول الفلة . (co:) خط أسلى خلال من الأنكسارات القجائية .



مشسال (14):

وعليه بمكن تجميع المثال رقم (١) السابق في الشكل رقم (١٥) التالى حيث يمثل كل من (١) المدرج التكراري (٢) المصلع التكراري (٣) المدحدي التكراري وفقا لمايلي :



الفسات ومراكز الفسسات الشكل رقم (١٥)

أنواع المنحنيات التكرارية :

يترقف شكل المنحنى التكرارى على التوزيع التكرارى الذى يتم شديله
بيانيا (*) كما يستخدم المنحنى التكرارى كشكل بياني لعرض نموذجين أو أكثر
من التوزيعات التكرارية والتى تختلف فيما بينها على أساس خاصية أو أكثر من
الخصائص الأربعة (*) فهذا ك :

: Symetric or Normal Curve المنحنى التكراري المعتدل أو المتماثل - ١

⁽x) تتوقف على خصائص الترزيع الأريمة من حيث القيمة الرسطى ، والتشف ، والالتواء ، والتغرطح .

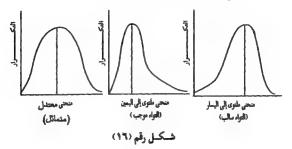
وهو منحنى متماثل وله محور رأسى متماثل يمر بنقطة النهاية العظمى للتوزيع ، ويقسم التوزيم إلى جزئين متطابقين تماماً .

٧ - المنحنى النكرارى غير المحتدل(غير متماثل أى ملتوى: - Kewed: ويختلف عن المنحنى المحتدل فى أن طرفيه غير متماثلين ، فقد يكون المطرف الأيمن ممتد إلى مسافة أطول من الطرف الأيسر ويطلق عليه (منحنى ملتوى إلى اليسار اى ذات التواء سالب) وقد يحدث العكس بأن يكون الطرف الأيسر أطول من الطرف الأيمن ، ويطلق عليه (منحنى منتوى إلى اليمين أو ذات التواء موجب) .

ونلاحظ هندا أن:

 المنحنى الملتوى إلى اليسار يكون صعودة إلى القمة سريماً وهبوطة منها بطيئاً ، والعكن في المنحنى الملتوى إلى اليمين يكون صعوده إلى القمة بطيئاً وهبوطة منها سريماً

ويتضح أذا ما تقدم من الأشكال البيانية التالية :



" - النحنى التكراري المتجمع (Commulative Frequncy Curve):

سبق لنا في الفصل الثالث أن تعرضنا للتوزيعات التكرارية المتجمعة سواء أكانت المتجمعة الصاعدة أو المتجمعة الهابطة ، السطلقة أو النسبية (×) ويمكنا رسم منحنيات تمثل التوزيعات السابقة ، وذلك بتخصيص المحور الأفقى (س) في الشكل البياني لحدود الفقات سواء أكانت فئات صاعدة أو فئات هابطة ، على أن يخصص المحور الرأسي (ص) للتكرارات المطلقة أو النسبية ، على أن يتم توصيل النقاط الناتجه بخط مُمهد المتجمعة الصاعدة (أوالهابطة) ، على أن يتم توصيل النقاط الناتجه بخط مُمهد باليد ، وبذلك نحصل على أي من المنحنيين المتجمعين ، المنحني المتجمع الهابط (من جدول تكراري متجمع صاعد) أو المنحنين مماً .

ويلاحظ أن المنحنى المتجمع الصاعد فى صعود مستمر ، بينما المنحنى المتجمع الهابط فى نزول مستمر ، كما أنه إذا رسمنا كلا من المنحنين الصاعد والهباط فى شكل واحد وينفس مقياس الرسم على المحورين (س، س) فإن نقطة تقابلهما يكون لها خاصة مفيده من الناهيه العملية هيث أن إحداثيها الرأسى يساوى نصف مجموع التكرارات جميعها ويطلق عليه ، الوسيط ، .

مشال (۱۵) :

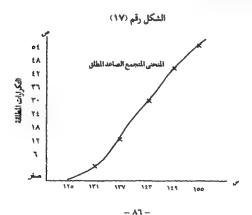
من الجدول الذكرارى المتجمع الصناعد ، والمتجمع الهابط (المطلق والنسبى)التالى مثل ذلك بيانياً فى صورة منحنى متجمع صناعد ثم منحنى متجمع هابط ، ثم المنحنيين معاً .

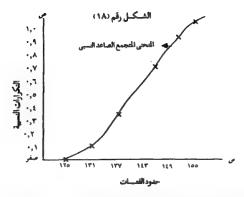
الحسل :

⁽١) إنظر الجداول رقم (٢٠١ ، ٢٠٤) هم.. ٥٦، ٥٢٠ . ٥٣٠ .

أولاً : التكرار المتجمع الصاعد (المطلق والنسبى) كما في الشكلين (١٧) ، (١٨) التالية :

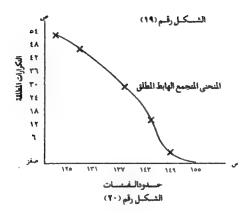
التكرار المنجمع الصاعد النسبي	التكرار النسبى البسيط	التكرار المتجمع المباعدالمطاق	حدود الفضات	التكرار السطاق البسيط	الغنبات
منقر	٠,١٢	منقر	أقل من ١٢٥	٦	_170
٠,١٧	٠,٧٢	٦	أقل من ١٣١	11	-181
٠,٣٤	٠,٣٠	۱۷	أقل من ١٣٧	10	-177
•,71	٠,٢٤	44	أظل من ١٤٣	14	_127
٠,٨٨	٠,١٢	ŧŧ	أقل من 129	٦	100_164
١,		٥٠	أقل من ١٥٥		
	1,			0.	اجمالي التكرارات

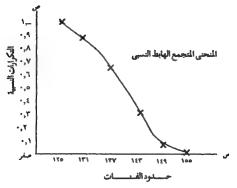




ثانياً : التكرار المتجمع الهابط (المطلق والنسبي) (كما في الشكلين ١٩، ٢٠ التالية).

التكرار استجمع الهابطالت بي	التكرار النصبى البسيط	التكرار استجمع الهابطاسطان	مدرد القدات	النكرار المطلق البسيط	النتات
1,-	٠,١٢	٥٠	١٢٥ فأكثر	٦	_170
٠,٨٨	٠,٢٢	££	۱۳۱ فأكثر	11	_171
٠,٦٦	٠,٣٠	77	۱۲۷ فأكثر	10	-177
٠,٣١	٠,٢٤	1.6	١٤٣ فأكثر	11	-127
٠,١٢	٠,١٢	٦	189 فأكثر	٦	100,159
مشر		. مشر	١٥٥ فأكثر		
	٦,-			٥٠	لجماليالتكرارات

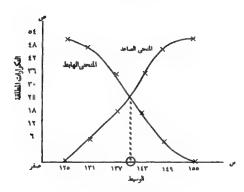




- M-

ثالثاً : التكراريس معا كما في الشكل التالي :

الشكل رقم (٢١)



حسدود السفعسسات

أسئلة وتمارين (٣،٢،١)

- د عرف علم الاحصاء سواء الاحصاء الوصفى، الاحصاء الاستدلالي وما هي
 مجالات استخدامه الاساسة ؟
 - ٧ ـ أذكر بإختصار مراحل أو خطوات المنهاج الإحصائي .
 - ٣ ـ تكلم عن :
 - (أ) مصادر جمع البيانات الاحصائية .
 - (ب) أساليب جمع البيانات الإحصائية .
 - (ج) مزايا وعيوب أسلوب العصر الشامل
 - (د) مزايا وعيوب أسلوب العينات .
 - (و) خطأ الصدقه وخطأ التحيز ، وعما يتوقف خطأ الصدقه ؟
 - (هـ) الإطار .
 - ٤ من أهم أنواع العينات .

العينه المشائيه البسيطه ، العينه الطبقيه ، المينه متمدده المراحل ، العينه استظمه .

- ناقش ما هية كل منها من حيث عمليه السحب وكيف تتم ، وظروف إستخدامها ومزاياها وعيوبها ؟
- وضح القواعد أو الشروط العامه الولجب مراعاتها عند تصميم الإستمارة
 الإحصائدة .
 - ٦ ـ عرف كل من :
 - (أ) صحيفه الإستقصاء ، أو الإستبيان .
 - (ب) كثف البحث .

٧ ـ أذكر أهم أساليب جمع البيانات من الميدان .

٨ - ناقش باختصار أهم طرق تصنيف أو عرض البيانات الإحصائيه .

٩ ـ فرق بين المتغير المنفصل و المتغير المتصل.

 ١٠ أذكر أنواع الجداول الإحصائيه مع ذكر أهم الأسس والقواعد الواجب مراعاتها عند إعداد هذه الجداول سواء لبيانات وصفيه أو لبيانات كمية .

١١ ـ اذكر خطوات التصنيف أو التبويب الآلي للبيانات الإحصائيه .

۱۲ ـ فيما يلى بيان بالإنتاج من الذهب (بملايين الدولارات) في اهدى الدول المنتجة له عن المدة من ۱۹۸۰ ـ ۱۹۹۰ .

1990	1949	1944	YAPI	FAPE	1940	1948	1944	YAPI	1981	19.00	البنة
١٠٠٠	4	٧٠٠	700	8**	¥£+	***	4	1.4.	¥7+		إنتاج الذعب (بملايين الدولارات)

والمطلوب : تمثيل ذلك في صورة أعمدة بسيطه .

۱۳ ـ فيما يلى جدول يوضح ، اجمالى الاقساط ، واجمالى التعريضات باحدى شركات التأمين عن عامى ۱۹۳/۹۲، ۱۹۹۲/۹۲ (بالآلف جنيه).

	1998/97			1997/97		
البملة	تأمينات علمة	تأميدات حياة	البملة	تأمينات عامة	تأمينات حياة	السيسان
TITLEY	Toyve.	4.40	<u>A</u>	7-071	_A_ 7001	اجمالى الأضلط
¥1 9 \$41	PTF067	1404	4-5454	7+7911	1744	العمالى التعريضات

والمطلوب :

شثيل ذلك بيانيا:

(أ) في صورة أعمدة مزدوجة .

(ب) في صورة أعمدة مجزأة

١٤ - الجدول التالى يوضح تطور عدد سكان مناطق العالم عن الأعوام
 ١٩٥٠ ، ١٩٢٠ ، ١٩٧٠ موزعة على القارات المختلفة (بالعليون نسمة) :

1940	1970	1900	القارة
722	YYA	717	إفريقيا
7.07	1704	1844	آسيا
177	170	797	أورويا
YYA	199	177	أمريكا الشماليه
YAY	414	177	أمريكا الجنوبية
19	17	14	إستراليا
757	415	14.	روسيا
7777	40	YOIY	الإجمالى

والمطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا :

١ ـ في صورة أعمدة بسيطة بالنسبه لاجمالي السنوات

 ل في صورة أعمدة بسيطة مزدوجة بالنسبة التوزيع على القارات عام ١٩٧٠.

٣ ـ في صورة أعمدة يسيطة مجزأة بالنسبة لأعوام ٥٠ ، ٦٠ ، ١٩٧٠ .

 ١٥ ـ فيما يلى جدول يوضح إجمالى الودائع فى البنوك عام ١٩٩١ كقيمة بالمايون جنيه .

الاجمالى	النام الفارجى	لقناع الطل	غطاع الاعمال الذامر	شركات القطاع العار	القااع العكومي	القطاع
ASTEA	1-4"	£AA++	114.0	144.	1-177	الأرصدة في نهلية يونيو

والمطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا في شكل دائرة .

 ١٦ - الجدول التالى بوضح أنصبة الدول الرئيسية المستوردة القطن المصرى في عامي ١٩٩٠/٨٩ ، ٩٠ / ١٩٩١ .

الإجمالي	أخرى	سويسرا	بلقاريا	اليابان	الانتماد السوفيتي رومانيا اليابان		الدواسة
1	٥٢,١	7,7	1,1	٧٠	1,1	**,*	عام۸۹/۱۹۹۰
100	17,1	۲,۷	٥	10,9	¥1,Y	T+,A	عام ۱۹۹۱/۹۰

الطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا في صورة الغط البياني .

۱۷ ـ فيما يلي جدول يومنح تقديرات ميزان المدفوعات عام ۱۹۹۱/۹۰ بالمايون دولار .

.

	المصابات											
	المافي وعصمان							المتحصيات				
مطرعات افتری	معزرفان الكوب	افراد على افروش	سروقان فغر والطوللاع	للابة	ەقرعان ئېارىة	متفرطات عن وارتات	منصلات افری	قوقد وإياح	قبلط	رم قروز فر خُلُة قلوين	الله الله	مسبة السائران
1171,0	EEE,Y	Pold'A	P,7A	101,0	777,7	11676,0	1171,0	1-51,5	976,1	m,1	A12,5	FAA?,A

والمطلوب :

تمثيل ذلك بيانيا في شكل بياني مناسب .

١٨ - أظهرت حسابات بنك لأربعة أعوام توزيع الأرباح كما يلي (بالعليون جنيه)

1998	1111	1991	199+	السنبه
10.	**************************************	1. To	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0	الريح قبل المتراثب المتراثب ارياح لاسهم منافي الريح

والمطلوب :

تمثيل ذلك بأحدى طرق التمثيل البياني المناسبه .

١٩ - الجدول التالى يوضح إستثمارات شركات التأمين المخصصه لحقوق حملة الوثائق موزعه على الألواء التأمين الرئيسيه في عامى ١٩٩٢/١٩٩٣ ، ١٩٩٤/١٩٩٢ (بالألف جنيه) .

الإجمالى	إستثمارات حرة	جمله إستثمار ات مغمسة	تأمينات عامه	حياة وتكوين أمــوال	السنة
157571.	974744	0844411	T£1-YY1	194739+	95/98
1370-30	ATETIV	\$0Y10YY	TTAAPT	FFOYAGE	97/97

المطلوب :

- (أ) تمثيل ذلك بيانيا في صورة أعمدة .
- (ب) تمثيل ذلك بيانيا في صورة دائرة .
- ٢٠ ـ المغردات النالية تمثل درجات (٤٠ عاملا) في إختبار النكاء .

```
111
      1 ..
              11
                    144
                          97
                                        11.
                                                11
1.0
      177
             1.4
                    114
                          110
                                 A4
                                        1 . 1
                                               117
111
      41
             A£
                   110
                          1.5
                                140
                                       1.4
                                               4.
      14.
1.0
             1.1
                   110
                          100
                                 W
                                        47
                                               1.2
11
      1.4
             YY
                    177
                           14
                                 117
                                        91
                                               A١
```

المطلوب :

ومنع المفردات السابقة على شكل ترزيع تكراري عدد فداته (٧ فدات متساويه) على أن تبدأ القله الأولى بـ (٧٠) .

٢١ ـ الجدول الآتي يوضح توزيع الأجور الأسبوعية بإحدى الورش بالدولار:

TY_T-	-44	_17	.Y£	-4.	-14	فكات الأجر
٥	1.	10	٣٠	70	4-	عبد العمال

المطلوب :

أولا : تمثيل التوزيع السابق في صورة

- (أ) مدرج تكراري (ب) مضلع تكراري (جـ) منحني تكراري
 - (د) المنحنى التكراري المنجمع الصاعد
 - (هـ) المنحنى التكراري المتجمع الهابط .

ثانيا : إحسب النوزيع التكراري النسبي لبيانات السؤال السابق ومنه أوجد التوزيع المتجمع الهابط ، والمتجمع الصاعد النسبي

٢٢ - الجدول التالى يبين التوزيع التكراري لعدد (٣٠٠) من العمال باحدى
 المدسات مد عه على حسب أعمار هم:

الاجمالى	YA.	-0+	-40	-40	-4.	-10	فئات العمر
٣٠٠	٤٠	۸۰	£0	00	٥٠	۲.	عدد السال

التمثيل البياني للتوزيع التكراري السابق في صورة

(أ) مدرج تكراري (ب) مضلع تكراري

(جـ) منحنی تکراری (د) منحنی متجمع صاعد

(هـ) متحتى متجمع هابط

- (و) حدد عدد السال الذين تقل أعمارهم عن ٣٠ سنة
- (ز) حدد عدد العمال الذين تزيد أعمارهم عن ٣٥ سنة .

٢٣ ـ إذا كانت البيانات التاليه توضح أطوال وأوزان (٤٠ شخصا) كما يلي.

الطول 139	الوزن ۲۹	الطول 179	الوزن ۷۹	الطول 104	الوزن ۷۷	الطول 180	الوزن ۲۹
137	AA	124	70	177	40	171	7.4
104	YA	175	YY	174	77	170	٧A
177	44	170	AV	A3/	٥٤	114	٥٧
157	77	179	٥٩	371	AT	174	A 3
177	11"	177	٧o	170	٧٢	107	77
121	٧٢	177	31	Yer	70	101	7.7
1YA	A4	177	٧١	rer	٨o	164	٧٦
101	77	109	79	107	٧٦	AFF	79
177	٧٤	107	٦٨	101	00	170	11

المطبلوب :

عمل توزيع تكرارى مزدوج للوزن والطول معاً ثم من التوزيع التكرارى (أ) عمل توزيع تكرارى مستقل لكل من الوزن والطول.

٢٤ ـ فيما يلى بيان بأسعار مجموعه محددة من الاسهم (بالجنيه) في بورصه
 الاسكندرية .

74	377	190	777	AY	117
177	8.5	A.P.	171	*11	97
117	170	177	4.5	TYO	105
16+	171	177	17A	124	YAY
PA.	184	177	Αo	145	111
111	177	404	157	43	١٣٤
Y1	7.7	97	177	Yot	187

الطلوب :

تبريب الارقام السابقة في جدول تكراري منتظم طول فلته ٢٠ جنيها .

٢٦ ـ الجدول الدائي يومنح الدوزيع التكراري لمرمني الدامين الصحي بأحد المستشفيات موزعين على حسب العمر والنوع .

المجموع	نکـور	أناث	العسر
10	1	1	أقل من ۲۰
7.0	10.	00	_4.
72.	7	٤٠	_٣٠
۳۱۰	44.	۳۰	_10
72.	***	٧٠	_6+
19+	14.	1.	-7.
٣٠	ay		۷۰ فأكثر
177.	1178	177	المهموع

المطلوب :

١ ـ رسم المدرج التكراري لتوزيع كل نوع من انواع المرمني .

٢ -- رسم للمصلع التكراري لمجموع المرضى.

۲۷ ـ اذا كان الدينا عينه مكونه من ٢٥ مفردة الدراسة العلاقة بين عمر الزوجه وعمر الزوج وكانت بياناتها كالقالى:

عبر الزوج (س)	عىر الزرجة (ص)	رقم الاسرة	عمر الزوج (مر)	عمر الزرجة (ص)	رثم الاسرة	عد الزوج (س)	عر ازرجة (<i>ن</i>)	رقم الاسرة
77	77	11	£A	111	1.	111	ΥY	١
£17	11	٧.	٧A	n	11	88	77	4
٤٩	17	41	£0	71	14	£17	79	7
£A	Yo	77	ŧ٠	777	١٣	Y£	14	٤
٤٧	11	w	£	17	18	π	1A	8
71	W	37	To	YA	10	YA	m	٦
- £1"	ិ ក	ay	37	YE	11	- 11	14	W
		-	n	77	17	111	77	K.
		-	TA.	177	1A	77	4.	5

الطبلوب :

اعداد التوزيم التكراري المزدوج الممرى الزوجة والزوج وكل التوزيمات الهامشية الأخرى المكتة .

الغصل الرابع

المرحله الرابعه انتحليل البيانات الإحصائية المقاييس النزعة المركزية (المتوسطات الاحصائية) Measures Of centeral Tendency

Or Statistical Averages

تعريف عام: فى الفصول السابقة تم وصف وتلخيص البيانات الإحصائية الخام عن الظاهرة موضوع الدراسة ، إما فى شكل جداول إحصائية أو فى بعض الأشكال البيانية أو الهندسية ، ومما لا شك فيه أن الخطونين السابقتين قد ساعدت إلى حد كبير على فهم وإيراز بعض خواس مثل هذه الشاوهر ، ورغم ذلك لم يكن من السيسور فى بعض الحالات إجراء بعض الشقارنات الدقيقة بين الطواهر المتشابهة فى فترات أو أماكن مختلفة كما إستحال في البعض الآخر من الأشكال البيانية .

من هنا كان لابد من إستكمال الخطوتين السابقتين بخطوة ثالثة صنرورية تسهل وتيسر لنا إجراء عمليات المقارنات المشار إلنها بين النطواهر من ناحية ، وتزيد من إيراز خصائص بيانات هذه النطواهر من ناحية أخرى ، وتقوم الخطوة الذائفة على تلخيص بيانات النطواهر أو المتغيرات موضوع الدراسة في صورة رقم واحد بإستخدام بحض المقاييس الإحصائية المختلفة .

ح ... وتعدير مقاييس النزعة المركزية أو المدوسطات من أهم المقاييس الإحصائية الرقعية المقاييس المتاولها بالدراسة في الأجزاء التالية :

فالمتوسط لأى مجموعة من البيانات الإحسائية هو القيمة التي تعبر عن المجموعة بسنة عامة أو المدونج الذي يمثل مجموعة القيم أو مفردات الظاهرة أو المعيار الذي تقاس باللسبة اليه مفردات هذه المجموعة وتقارن بواسطته المجموعة كلها باللسبة إلى المجموعات الاحصائية الأخرى، وكما أن هذه القيمة أو هذا للموذج تنحرف عنه القيم أو المغردات الأخرى بشئ من الإنتظام.

وعن طريق المتوسطات تتم مقارنة المجموعات المتشابهة بعضها ببعض بدقة وسهولة ويسر ، كما أنه بالحصول على المنوسطات يمكننا الأستخاء عن استفراء مفردات الظاهرة كلها بصغة عامة ، أو بصغة خاصة في حالة المجتمعات الإحصائية الكبيرة أو في المجتمعات التي يصعب أو يستحيل فيها ذلك.

فالطبيب الذي يفحص المرضى بغرض قياس ضغط الدم لديهم مثلاً ، ولاجراء ذلك يقوم بإختيار مجموعة من الأشخاص يقيس صغط الدم لكل فرد في هذه المجموعة المختارة، فيجد أن هذا الصفط مختلفاً من شخص لآخر وذلك راجع لإختلاف ظروفهم عن بعضهم البعض من حيث العمر ، والحالة الصحية والاجتماعية والعصبية أو طريقة التغذية ، ولختلاف العادات بينهم من حيث التدخين ، ومزاولة الرياضة الخ ، ومما لاشك فيه أن هذا الطبيب بحتاج إلى نموذج أو قيمة مثلي لهذه الجماعة من حيث قياس صغط الدم امقارنتهم بغيرهم من ناحية ، وبيعضهم البعض من ناحية أخرى ، وحيث أن بعض الأشخاص صغطهم منخفض والآخر مرتفع والبعض يقع بينهم ، فإن يكون النموذج أو القيمة المثلى هي القيمة المنخفضة أو القيمة المرتفعة ، ولكن ستكون فيمة من سطة بينهما، أو القيمة التي يتركز حولها معظم الحالات المقيسة، حيث تعيل القيم الى النجمع نحر قيمة معينة يطلق عليها بمنوسط القيم أو بمنوسط صخط الدم التي على أساسها يقارَّن كل حالة تعرض عليه عند قياس منغط الدم ، وبناء عليه سيحكم على هذه الحالة هل هي مرتفعة أو منخفضة عن الحالة المتوسطة أو تساويها أو قريبة منها ، وبناء على ذلك يقال أن ذلك الشخص ضغط دمه مرتفع ويقال للاخر أن صغط دمه منخفض، ويقال الذالث أن صغط دمه عادى أي مساوى للحالة المتوسطة ، وهكذا ، فالرقم النمونجي هذا هو الرقم الذي بلخص مجموعة القيم في رقم واحد يمثلها ويعبر عن خصائص التوزيم لهذه الظاهرة ، والقيمة المثلى أو النموذج المتوسط تقترب منه معظم مفريات الظاهرة الاحصائية المقاسة أو تتركز حولها معنام مفردات الظاهرة، أي يزداد عدد القيم كلما قربت من المتوسط ويقل عددها كلما بعدت عنه ، ويطلق على خاصية

نجمع القيم حول قيمة معينة أو النموذج أو المتوسط ، خاصية النزعة المركزية ، كما يطلق على المقاليس المستخدمة لقياس هذه النزعات بالمتوسطات، وأهم مقاييس النزعة المركزية أو المتوسطات الإحصائية هي :

- (١) الرسط العسابي (٢) الوسيط
- (٣) المنسوال (٤) الوسط الهندسي .
 - (°) الوسط التوافقي

ولكل من مقاييس المتوسطات السابقة خصائصه ومزاياه وعيوبه ، ويعتمد إختيار أى من هذه المتوسطات ، كمقياس كمى ملائم بمثل مجموعة بيانات الظاهرة ، على شكل التوزيع – معتدلاً أو ملتوباً من ناحبة – ومدى توافر خاصية معينة في المجموعة – نوعية أو ترتيبية أو فلاية من ناحية أخرى ، هذا بجانب توافر نواحى منطقية ورياضية وعملية من ناحية ثالثة ، وسنورد نلك تفصيلاً عند دراسة كل متوسط منها .

وان كانت الفكرة التى يقوم عليها موضوع المتوسطات واحدة ، وهى تمثيل التوزيع التكراري بقيمة واحدة ييرزه ميل المجموعات الكبيرة من الوحدات نحو التركز حول قيمة محيشة تنحرف عنها القيم الأخرى بشئ من الانتظام هذه القيمة هي ما نطلق عليه بالمتوسطات وان كانت تتخذ أسماء مختلفة

ولحساب مقاييس المتوسطات التي تعبر عن مختلف البيانات ، وتساعد على المقارنة بين نزعتها نحو مراكز معينة سنتعرض فيما يتي بشئ من التفصيل إلى أهم هذه المقاييس.

البحث الأول الوسط الحسسابي

Arithmatic Mean

١ _ مقدمة وتعاريف :

إن الرسط الحسابي عبارة عن نقطة الأنزان لأى توزيع لظاهرة ما سواه أكانت التوزيماً مستدلاً ، أو ماتدياً ، أو ماتدياً ، وحندها نجد أن مجموع الغروق بين قيمة هذه النقطة (الرسط الحسابي) والقيم الأمخر منها من ناحية تساوى مجموع الغروق عن نفس القيمة والقيم الأكبر منها من ناحية ثانية ، أي أن مجموع محصله الغروق عنه يساوي (الصغر) ، وعليه فإن الوسط الحسابي القيم المختلفة التي يأخذها متغير ما، هو القيمة الممثلة لجميع القيم التي حسب لها ، وبمعلى آخر هو القيمة التي لم صنوبت في عدد مغردات الظاهرة موضوع القياس لكان الناتج مجموع قيم مغردات هذه الظاهرة .

٢ ـ الوسط الحسابي لبيانات غير مبوبة :

نفرمض أن لدينا متغير (س) تأخذ مفرداته القيم س, ، س, ، س, ، ... ، سي ، ... ، مس في ، ... ، مس أن عدد مفردات قيم المدغير (ن) ، فإن الوسط الحسابي المجموعة مفردات هذه القيم ، هو عبارة عن مجموع مفردات هذه القيم مقسوماً على عدد مفدداتها .

ولا يختلف المفهوم المايق للوسط العسابي سراء كنا نقيس الوسط العسابي المجتمع إحصائي أو لعينة إحصائية ، والاختلاف بينهما يتركز في رمز الوسط المسابي لهما حيث نرمز الوسط الحسابي للمجتمع الإحصائي بالرمز (١٦) ويرمز تلوسط الحسابي العينة الإحصائية بالرمز (س) ، كما أننا سنرمز تكلمة «مجموع» بالرمز «مجه، كما تختلف صيغه القانون بإختلاف نوع المتغيرات، فرية أم تكرارية أي غير مروبة أم مهوبة.

أولاً : الوسط الحسابي لبيانات غير مبوبة (مفردة)

(أ) الطريقة المباشرة : أ ي باستخدام المفردات الحام الأصلية وفيها:

$$\vec{w} = \frac{\vec{w}_{i} + \vec{w}_{i} + \vec{w}_{i} + \vec{w}_{i} + \dots + \vec{w}_{i}}{\vec{v}} = \frac{\vec{w}_{i} - \vec{w}_{i}}{\vec{v}} \cdots (1/i)$$

مشال (۱) : أوجد الوسط الحسابى لدرجات عينه مكونه من (۱۰) طلاب في مادة الرياضيات إذا كانت درجاتهم في هذه المادة كمايلي:

. 1 . . . 1 . . Y 0 . 00 . 20 . 00 . 4 Yo

الحسيسل:

رحيث مج س = ٢٠ + ٢٠ + ٨٥ + ١٠ + ٥٥ + ٥٥ + ٥٥ + ١٠ + ٢٥ = ١٠٠

. . بن (الوسط الحسابي لدرجة النجاح في مادة الرياضيات)

(ب) طريقة الوسط الفرضي (أو الإنحرافات البسيطه) وفيها يتم :

١ _ إختيار وسط فرض وسنرمز له بالرمز (أ) (٥)

٢ ـ قياس إنحرافات القيم الأصلية للظاهرة أو المتغير عن الوسط الغرضى
 المختار (أ) وسدرمز له هنا بالرمز (ح)

٣- ثم نحصل على مجموع صافى (٥٥) الانحراقات أي (مجرح)

٤ _ وعليه نحصل على الوسط الحسابي (من) باستخدام صيغه القانون التالية :

 ⁽a) يرامي في الإختيار أن يكون (أ) فيه تترسد تقريباً مجموعة القيم ، لتقال من السلوات المسابية ، وثين شرطا أن تكون إحدى السلومات المباشرة العتور .

^(**) سوكون هذاك بعض الاتحرافات الموجبة طاقيم (س >أ) عربعض الاتحرافات السائبة المقيم (س < أ)

مشال (٢) حل المثال السابق باستخدام طريقة الوسط الفرصى . ١ ـ نخذار وسط فرضى ولتكن القيمة (٥٠)

٢ ــ حساب انحرافات القيم عن الوسط الفرضى (أ) وبالتالى حساب مجـ ح كالتالى .

= ٥٠ + ١٠ = ٦٠ (نفس التنيجية بالطريقة المباشرة)

(ج) طريقة الانحرافات المختصرة: (لاتستخدم إلا اذا كانت كافة الانحرافات تقبل القسمة على رقم ثابت وليكن (ل) ويكون ناتج خارج قسمة الانحراف المختصر خ - على حسمة المتدار صحيح (وليس كسرى حتى لا تعقد المسليات الحسابية) وتستخدم صيغة القانون التالية في هذه العالة:

مشال (٣) حل العثال رقم (١) السابق باستخدام الطريقة المختصرة : الحسار :

٣ ـ نقسم الأنحرافات ح على قيمة ثابته (ل) ولتكن (٥)

$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \end{array}\right) \cdot \left(\begin{array}{c} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \end{array}\right) \cdot \left(\begin{array}{c} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \end{array}\right) \cdot \left(\begin{array}{c} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \end{array}\right) = \begin{array}{c} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \end{array} \cdot \begin{array}{c$$

(ب) الوسط الحسابي الموزون (المرجح) Weighted Arithmatic Mean

فى أحيان كثيرة يتطلب الأمر حساب الوسط العسابي لمجموعة من القيم ذات الأهميات النسبية الثابته ، وهنا لا يختلف الأمر عما جاء بالمثال رقم (١) السابق :

لكن في بعض الأحيان يتطلب الأمر تقدير الوسط الحسابي لقيم ذات أهميات نسبية مختلفة ، وتظهر الأهمية النسبية كعامل مرجح لكل قيمة من مجموعة القيم المظاهرة موضوع الدراسة ، وبالتالي فالوسط الحسابي الدقيق امثل هذه الظاهرة يطلق عليه الوسط الحسابي الموزون أو الوسط الحسابي المرجح ، وهو يختلف عن سابقه من حيث قيمته حيث يميل الوسط المرجح إلى القيمة الأكر وزنا فإذا رمزنا اوزن (أو لأهمية القيم) بالرمز (و)

فالصيغة الرياضية للوسط الحسابي الموزون (المرجح) .

أى هذا يتم صرب كل (قيمة × الوزن المناظر لها) بقسمة مجموع القهم الذاتجه على مجموع الأوزان المستخدمة، نحصل على الوسط الحسابى المرجع أى أن .

$$v_{ij} = \frac{a_i - v_i \times e_i}{a_i - e_i}$$

فمثلاً لو طلب تقدير الوسط التصابى لأجر العامل فى شركة بها مجموعة من الأقسام التنظيمية كقسم الانتاج ، وقسم البيع وقسم الحسابات ، وقسم الميانة ، وقسم المركبات الخ ، واختلف متوسط الأجر من قسم لآخر من ناحية ، كما إختلف عند العاملين بكل قسم عن الأخر من ناحية أخرى، فالوسط الحسابى الحقيقي، ان يكن الوسط الحسابى المجموع متوسطات الأجور على مجموع هذه الأقسام ، لكن الوسط الحسابى المرجح فاذا رمزنا للوسط الحسابى لأجر العامل بالأقسام التنظيمية الموضحة عالية بالرموز

س، سن سن سن سن على الترتيب، وبعد العمال بكل قسم بالرمور و, ، و, ، و, ، و, ، و, على على الترتيب أيضاً فأن :

وأيصنا إذا كانت هذاك شركة لبيع مجموعة متعددة من أصداف البصائع، بحيث يختلف الوسط الحسابي لسعر كل صنف من ناحية ، كما تختلف كمية البصائع المباعة من كل صنف خلال سنة ما من ناحية أخرى، هنا يكون أيضاً الوسط الحسابي الدقيق لسع بهم الرحدة بالشركة ككل هر الوسط الحسابي المرجح (الموزون).

ومن الإستخدامات الملموسة والعملية للوسط العسابى المرجح، كأساس سليم
لاستخراج معدل للطالب الجامعى فى الكليات التى تتبع نظام الساعات المعتمدة
(Credit - hours System) لقصل الدراسى الواحد أو لعده فصول دراسية أى معدلة
التراكمى ، فالمعدل فى كل فصل دراسى يتكون من تقدير الدرجه الحاصل
عليها الطالب فى كل مادة مقررة بالقصل الدراسى مقرونة بعدد ساعات تدريس
نفس المادة فى الأسبوع ـ أى درجه التقدير الموزونه بعدد الساعات المقررة فى
الأسبوع لكل من المقررات التى درسها الطالب فى فصل دراسى، مقسومة على
مجموع الساعات المقررة أسبوعياً لكتاك المقررات .

أما المحل الدراكمى عن عدة فسول دراسية فهو خارج قسمة مجموع نقاط التقديرات النهائية الموزونه على أساس مجموع عدد الساعات المقررة أسبوعياً لكل من المقررات التي درسها الطالب مدذ الدماقه بالجامعة حتى تاريخ إحتاب هذا المعلل على مجموع الساعات المقرية أسبوعياً لكك المقررات لنفس الداريخ.

مفسال (٥) : فيما يلي أعملة أحد الطلاب في أحد القصول النراسية

عصود (٥) عبارة	عمـود (٤)	عمبود (۳)	عمود (۲)	عمسود (۱)
عن (٤×٢) التقاط(موزونه)	قيمة التقدير (ص)	تقدير الطالب في السادة	عدد ساعاته لتربسيه اسبوعيا	اسم المقـرر بالرموز
1 = Yx £,0	٤,٥	+ ب	Y	۱۰۱ حسب (۱)
$1 - T \times T$	٣, _	÷	٣	۱۰۱ کمی(۲)
Y = £ x 0	۰,-	Ī	٤	۲۰۱ ایز (۲)
Y,0 - "x Y,0	۲,۵	+2	٣	۲۱۱ کمی
r= r×1,_	١, _	-	٣	۱۰۲ کمی
1.,0 - TxT,0	۲,٥	+	٣	۱۳۱ کمی
			1.4	المجموع

أوجد المعدل الغصلى لهذا الطالب

الخسيل :

الوسط الحسابي المرجح

⁽۱) حسب تحق محاسبة .

⁽٢) كمى : قَسَم الأسالوب الكمية .

مفينال (٦) :

فيما يلى بيانات أحد الطلاب في عدة فصول دراسية في أحد الجامعات التي تتبع نظام الساعات المعتمدة .

عمبود	عمبود	عصود	عمرود	عمبود
(٥) عبارة	(1)	(T)	(Y)	(י)
عن (٤×٢) التقاط(موزونه)	درجة التقدير	التقدير	عدد ساعاته التريسية لسبوعيا	اسم المقرر بالرموز الفصل الدراسي
				القصل الدراسي الأول
1= Y×£,0	٤,٥	ب +	4	١٠٤ سلم (١)
1 ~ "XX"	٣, _	-	۳	٤٣٧ کيم(٢)
to= "xxo	٥,	1	٣	۲۳۵ کمی
17= £×£	٤,	Ļ	٤	۳۱۲ فیز
				الفصل الدراسي الثاني
1 Y × 0	٥, _	ī	4	١٠٥ سلم
17- T × £	£,	ب	٣	۲۲۷کیم
17- £× 1"	۲,	-	٤	۳۱۶ طبع (۲)
17- Tx £	£,	ب	٣	۳۲۱ فیز
10			Y£	المجموع العلم

أوجد المعدل التراكمي لهذا الطالب:

(٣) فيزا : فزيـاء .

(١) علم : مواد إسلامية .

(Y) کیم :کمیاه .

الحسل :

مسال (3) : محل لبيع الشنط الجادية به ثلاث أحجام من الشنط ، ويختلف سمر الوحدة - الشنطة - الواحدة على حسب الحجم ، كما إختلفت كميات المبيعات عام 1991 من كل حجم منها وفقاً للبيانات التالية :

المطلوب : متوسط سعر الشنطة الواحدة بالمحل المذكور .

الحسسار:

حيث أن السعر (س) يختلف من حجم الآخر ، وكمية المبيعات (و) تختلف من حجم لآخر أيصناً.

. . المتوسط المناسب هذا هو الوسط الحسابى الموزون (المرجح) حيث سيرجح سعر كل حجم بكمية المبيعات من نفس الحجم كمايلى :

= ۱۸۱ جنیه

ثانيا : الوسط الحسابي لبيانات مبوبة (في صورة توزيع تكراري) :

نلاحظ عند ما تم تلخيص البيانات الخام في جدلول تكرارية ـ بالفصل الثالث (المبحث الأول) ـ أن التلخيص في فئات تكرارية أدى إلى إختفاء بعض البيانات الأصلية (الخام) للظاهرة موضوع الدراسة، نتيجة عملية التبويب والتلخيص المشار إليها – فبالنظر إلى مجموعة الجداول في المبحث المشار إليه يتضح لنا ما نقدم.

فنجد في هذا الجدول ص ٤٨ أن الفئة الأولى حدودها أو مداها (١٣٥) وأقل من (١٣١) وتكرارها = ٦ ، وهذا يعنى أننا لا نعرف بنقة الترزيعات الأصلية لأطوال التلاميذ السنة (٩٠ وهم تكوار الفئة الأولى ولكن نعرف حدود توزيعهم فقط، وهكذا بالنسبة للفئات الأخرى بالجدول العشار إليه ، وفي مثل هذه الحالة لكي نقوم بتحديد قيمة الوسط الحسابي لأطوال التلاميذ من الجدول العشار إليه عاليه، فإننا نلجأ إلى فرض معلقى وعادل من حيث توزيع التكرارات داخل كل فئة من فلدات الجدول التكرارى ، حيث نفترض توزيع الأطوال بالتساوى داخل كل فئة ، وبمطى آخر أن أطوال التلاميذ موزعة توزيعاً منتظماً داخل الفئة الواحدة ، وعلى أساس ذلك الفرض بمكتنا إعتبار مركز كل فئة بأنه بمثل هذه الفئة تمثلاً صحيحاً .

_ طرق تحديد الوسيط الحسابي :

هناك ثلاث طرق لتحديد قيمة الوسط العسابي لبيانات مبوية ، ويتوقف إستخدام كل طريقة منها على طبيعة البيانات بالجدول التكراري من ناحية، ومدى الحاجة إلى تسهيل العمليات العسابية من ناحية أخرى ، وتقايل احتمالات

⁽⁺⁾ وهي الأطوال (١٢٥، ١٢١، ١٢٧، ١٨٩، ١٢٩، ١٣٠).

التعرض للخطأ _ خاصة إذا كانت البيانات ذات قيم كبيرة أو كسرية _ من ناحية ثالثة _ ، وتتلخص هذه الطرق فيما يلى :

 ا ساطريقة المباشرة: وفيها يتم إستخدام القيم الأصلية لقيم مغردات الظاهرة بدون إدخمال أى تعديلات جبرية عليها قبل حساب الوسط الحسابى لها وبمقتضاها نتيم الخطوات التالية:

١ - نوجد مركز كل فئة من فشات الجدول التكرارى ، وسنرمز له بالرمز
 (س) حيث أنه يمثل متوسط توزيم التكرارات داخل كل فئة .

٢ -- نقرم بضرب مركز كل فشة (س) في تكرار نفس الفقة (ك) فتحصل
 على (س ك) لكل فشة .

 " ـ نقوم بجمع حواصل الصرب السابقة في الغطوة (٢) اكافة الفئات فنحصل على مج س ك

٤ ـ بقسمة مجـ س ك بالخطرة الثالثة على مجموع التكرارات مجـ ك ينتج لنا الرسط الحسابى المطلوب (س) أى أن :

مسال (٧) أوجد الوسط الحسابي الأطوال عينة من التلاميذ من الجدول النكراري التالي:

المجدرع	100_151	-187	_177	_171	_140	غثات الطول (ف)
۰۰	3	۱۲	10	11	٦	عدىلنلاميذ(ك)

الحسسال :

(س×ك)	مراكز النئات (س)	4	ن
YW	174	٦	_170
1575	١٣٤	11	_171
41	15-	10	_177
1407	157	11	_188
917	107	٦	100_159
77		٥٠	السيسوع

ويلاحظ مما سبق أن الوسط العسابي من ترزيع تكراري ، هو في الواقع وسط حسابي مرجح _ كما جاء بالبند أولا (ب) من هذا المبحث _ والأوزان المستخدمة في عملية الترجيح هنا هي تكرارات الغنات (ك) بدلا من الأوزان (و) كما جاء في البند المشار إليه عالمية فيما سبق .

المجموع	J00	-0.	_£0	_ £ •	_40	_ 40	-4-	فئات السر (ف)
٥٠٠	٥٤	۸o	٧٠	۸٠	٧٥	ŧŧ	٤٧	عدد العاملين (ك)

والمطلوب تقدير منسوط العمر للعاملين بهذه الشركة .

الحسيل:

(ط×نه)	مراكز الفئات (س)	التكرار (ك)	ف <i>نات المر</i> (ف)
150	44,0	٤٢	_4•
141.	YY,0	££ .	_40
1770	44,0	٥٠	_4.
7A17,0	TY,0	٧o	_40
78	٤٢,٥	A+	_1.
. 7770	٤٧,٥	٧٠ .	_ 10
££77,0	٥٢,٥	٨o	_0.
T1.0	٥٧,٥	08	00_05
Y•AA0		011	المجموع

٢ ... طريقت الرّسط القرضي:

وتهدف هذه الطريقة أساساً إلى الوصول لنفس الوسط الحسابي في الطريقة المجاشرة لكن بمجهود حسابي أقل من ناحية ، ويتقليل إحتمال الوقوع في الخطأ من ناحية أخرى كما أنها تصلح سواء كان التوزيع التكراري متنظماً أو غير منتظم وبتلخص خطوات هذه الطريقة فيمايلي :

- ١ تعديد مراكز فنات التوزيع التكراري .
- ٢ إختيار أحد مراكز الفئات السابقة واعتباره وسط فرضى وسنرمز له
 بالرمز (أ) .
- ٣ ـ إيجاد الانحرافات (ح) بعن ن قيمة كل مركز من مراكز الفنات والوسط الفرصى المشار إليه عاليه أي أن ح = (س ـ أ).
- مع مراعاة بأن يكون الرسط الغرضى (أ) أحد مراكز الفئات (س) ويفسنل المركز الذي أمام أكبر تكرار.
- ٤ بضرب الانعراف (ح) في كل فئة في تكرار نفس الفئة (ك) وبالجمع نعصل على مج ح ك .
 - ٥ نحصل على الوسط الحسابي الفطي أو الدقيق باستخدام الصيغة التالية.

حل المشال رقم (٩) السابق بطريقة الوسط الفرضي

ح ك	الاتحرافات عن الوسط الفرمني ح = (س_أ)	مراكز القنات (س)	التكرار (ك)	فئات السر
AE+_	Y• _	44,0	٤٧	-4.
771	10_	44,0	££	_ 40
0	١٠	44,0	٥٠	_4.
TY0_	0_	TV ,0	٧٥	_50
منقر	منتز	£4,0	٨٠	_ £ •
40.+	0+	£ V ,0	٧٠	_ 50
40٠+	۱۰+	۵۲٫۵	Ao	_0.
A1++	10+	۵۷,۵	0£	70_00
Y-1-+		£4.0=1		
770_		21,0=1	٥٠٠	المجموع

.,VT _ £Y,0 =

= ١,٧٧ عندة (وهي نفس النتيجه بالطريقة المباشرة)

واضع من الطريقة السابقة أنها عملت على تخفيض الجهد الحسابى وتقليل احتمال الخطأ عده في الطريقة العباشرة، وتظهر أهمية تلك الطريقة أكثر إذا ما كأن كل من س، ك ذات أعداد أو قيم أكبر عما هي عليه في المذال السابق أو كانت (س) تأخذ قيما كسرية مختلقة.

٣ .. طريقسة الانحرافيات الختصيرة ·

لاتستخدم هذه الطريقة إلا في حالات الجداول المنتظمة ذات أطوال الفدات الكهيرة، كما أنها تعمل على تخفيض كل من المجهود العسابى واحتمالات اللعرض للخطأ وتلخص في الخطوات التالية.

 ١ حلاوة على الحصول على كل من مراكز الغات (س) واختيار وسط فرمنى (أ) والانحراف (ح) بين مركز كل فئة والوسط الفرضى كما جاء فى الطريقة السابقة فإنه فى هذه الطريقة نصيف خطوات أخرى وهى :

٢ ــ للحصول على الانحرافات المختصرة (ع) بقسمة الانحراف العادى
 (ح) على عدد ثابت (قد يكون هو طول فئةالجدول المنتظم ، وليكن ل)

" _ ضرب كل من الانحراف المختصر (ع) بكل فلة في تكرار نفس الفقة (ك على المحصول على ح ك لكل فلة ريالجمع نحصل على (مج عَ ك) .

٤ ـ بقسمة (مج ځ ك) على مجموع التكرارات (مج ك) نحصل على متوسط الانحراف المختصر (خ) ويمنريه في (ل) نحصل على متوسط الانحراف العادى (خ) بالوحدات الأصلية .

 دخصل على الوسط الحسابي الأصلى أو الدقيق بإستخدام الصيغة الرياضية التالية :

ويمقتصى الخطوات الإصافية في هذه الطريقة فإننا سنحصل على أرقام أصغر وأسهل في كل من ح ، مج ح ك بما يحقق الغرض الاساسي من وراء استخدام هذه الطريقة ، وعليه فإن استخدام هذه الطريقة في الجداول الغير منتظمه لن يحقق الغرض من استخدامها ، وذلك بسبب عدم تساوى فتاتها ومن ثم عدم توافر العدد الثابت (ل) .

مشـــال (۱۰) حل المشال رقم (٩) السابق بإستخدام طريقة الانحرافات المختصرة .

الحسيل:

32	الانمراف المخصر	الانحراف عن الوسط	مراكز الفئات	(ব) গ্রহ্ম	فات السر
	-5 - 2	القرمنی ح – (س أ)	(0)	(,33_	(<u>ii</u>)
134	٤_	٧٠_	44,0	٤٧	-4.
177_	٣_	10_	44,0	££	-40
١٠٠_	٧_	1	44,0	٥٠	_4.
۷o_	1-	٥_	TV,0	Yo	_70
مغز	صقر	مقر	14,0	۸٠	-1.
V++	1+	0+	£٧,٥	٧٠	_ 10
14.+	4+	1++	۰ ۵۲٫۵	AO	-0.
177+	٣+	10+	٥٧,٥	01	20_00
+ Y • } - 0 ¥ }	ميث ل ۵۰۰		1-0,73		المجموع
٧٣_			21,0=1		254

ونود أن نوجه النظر أنه لا يمكن إيجاد الوسط الحسابى . بأية طريقة من المطرق الثلاثة السابقة من جدول تكرارى مفتوح سواء من طرف واحد أو من المطرفين وذلك لتعذر حساب مراكز الفئات للفئات المفتوحة في مثل هذه المجدول، وفي مثل هذه الحالات لأمنا ص إلا البحث عن متوسط آخر خلاف الوسط الحسابي أو إستخدام الملاقة بين المتوسطات كما سيأتي فيما بعد .

مشمسال (١١) حل المثال رقم (٧) السابق بطريقة الوسط الفرضي .

_	(-)	(-)	(1)	(')	
نعصل على المعود (٥) يضرب الأعمدة (٤×٢)	حك	الانحرافات ح = (س _ أ)	مراکزانغات (س)	التكوارات الأصليه (ك)	الكات (ف)
	YY_	14-	NYA	٦	_140
أى بمضرب كل نكـرار أمسلى في	77	٦	١٣٤	W	-177
الإنمراف المناظر	ستر	صغر	11:	10	_177
ı "	YY +	3+	727	11	_187
	YY +	14+	107	٦	100_111
	188+ 188-		121	٥٠	المجموع
	1+				7

- ١٤٠ + ١٢ + ١٢٠ - ١٤٠,١٢ (نفس النتيجة بالطريقة العباشرة) .

طريقة الانحرافيات الختصيرة

(لاتستخدم الا إذا كانت أطوال الغثات متسارية أي في الجداول التكرارية المنتظمة حيث ل - طول الغة) .

مشال (١٢) حل المثال السابق رقم (١١) بطريقة الانحرافات المختصرة.

	(1)	(1)	(*)	(t)	(1)	(٣)	(')
نحمل على الصود (٧) بضرب الأعمدة	ع ک	<u>r</u> -ć	J	الانمراقات ح=(س-أ)	مراکزالنفات (حر)	التكوفوات الأصفية (ك)	القات (ف)
(F×Y)	17_	۲.	gen	14-	144	7	_110
ایهنسسربیکل انمرانمختصبر	11_	1_	٦	٦_	188	11	_111
(ح) شى السكرار المناظر له . (ك)	مشر	صغر	٦	مغر	11:	10	-120
المناظر له . (ك)	17+	1+	٦	1+	16%	14	_188
	17+	¥+	3	17+	101	٦	100_119
	Y£+ YY'_				151	٥٠	المجموع
	1+						

خصائص الوسط الحسابي :

 ا ـ يأخذ في الإعتبار جميع مفردات الظاهرة أو المنفير ـ دون إهمار أية مفردة منها عند حساب الوسط الحسابي لهذه الظاهرة * اذلك يعتبر الوسط الحسابي من أهم مقاييس المتوسطات ، ويما جعله مقياساً قوياً وشائع الإستخدام في البحوث الاحصائية .

٢ - مجموع انحرافات القيم في ظاهرة ما عن وسطها الحسابي يساوي (الصفر) أي أن مجـ (س - س) = صفر ، كما أن خصوصة العمليات الجبرية (من جمع وطرح وضرب) جعله مقياساً هاماً في كافة البحوث الإحصائية .

" ـ نظراً لبساطة وومنرح الفكرة الإساسية المبنى عليها حساب قيمته مما
 جطه من مقلييس المتوسطات الشائمة الاستخدام في البحوث الاحصائية

 عجموع مريعات المرافات القيم عن وسطها الحسابى فيه يقل عن مجموع مريعات إنحرافات القيم عن أي مقاييس متوسطيه آخرى

 لايازم تعديل التكرأرات الأصلية عند حسابه من جداول تكرارية ذات قدات غير متماوية ـ جداول غير متقلمة .

آن الوسط الحسابي أقل مقاييس النزعة المركزية تأثيراً بالاختلافات
 أن المعاينة ، ويزباد استقرارا كلما زاد حجم العينات (المنظورة).

٧ _ يتأثر الوسط الحسابى بالقيم المتطرفة سوأء المسغيرة جداً أو الكبيرة جداً، ويعتبر في مثل هذه الحالات مقياساً مصالاً لاننا نأخذ جميع مغردات الظاهرة عند حساب قيمته ، لذا في مثل هذه الحالات يفعنل استخدام مقياس متوسط آخر . ___

٨ ـ نظرا لاعتماد الرسط الحسابى عند حساب قيمته من توزيع تكرارى
 على مراكز الفئات أذلك يتخر حساب قيمته من جداول تكرارية مفتوحة من
 أسقل أو من أعلى أو من الطرفين

 ٩ ــ لايفمضل استخدام الوسط الحسابى عند حساب متوسط النسب أو معدلات التغير ، ويفعنل في مثل تلك الحالات استخدام الوسط الهندسي .

١٠ ـ لا يمكن حساب الوسط الحسابى لبيانات غير كمية (وصنية) سواء
 الكانت ترتبييه أو غير ترتبييه .

١١ ـ لايمكن حسابه باستخدم الأساليب البيانية (الهندسية).

المبحث الثاني

The Median الوسيط

١ ــ تعريفة : هو القيمة التي تتوسط مجموعة القيم تماماً اذا ما رتبت مجموعة هذه القيم ترتيباً تتازليا أو ترتيباً تصاعدياً امتغير معين، ويمعلى آخر هو القيمة التي يكون هناك ٥٠٪ من القيم أصغر منها ، ٥٠٪ من القيم أكبر منها إذا ما رتبت مجموعة هذه القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تتازلياً اظاهرة ما، وعادة ما يرمز له بالرمز (ر.).

وعليه فإن الوسيط يتحدد بالموقع والقيمة ، فمرقعة في منتصف المشاهدات المرتبة ترتبياً تصاعدياً أو تنازلياً .

أما قيمة الوسيط فهي القيمة التي تقع في منتصف القيم ، بحيث يكون عدد المفردات التي لها قيم أقل منها أو تساويها تساوى عدد المفردات التي تزيد عنها أو تساويها .

٢ .. كيفيم حساب الوسيط لبيانات غير مبوبة .

أ) الوسيط ليانات وصفية ترتيبية :

مثال (١) حصل طالب على التقديرات التالية في سبعة مواد دراسيه، ممتاز ، مقبول ، جيد جداً ، جيد جداً ، جيد ، ضعيف جداً ، ضعيف.

والمطلوب تحديد متوسط (وسيط) التقديرات لهذا الطالب .

الحسل : تقديرات الطالب من البيانات الوصفية الدرتيبية أى التى يمكن ترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً .

والوصول إلى وسيط التقديرات نتبع الخطوات التالية :

أولاً : ترتيب المشاهدات ترتيباً تصاعفياً أو ترتيباً تنازلياً كمايلي

ثانياً : تحديد ترتيب الوسيط ... ولابد أن يكون العدد في مثل هذه النوعية من البينات (فردياً) .

والقاعدة هذا التحديد ترتيب الرسيط هي المغردة $(\frac{y+1}{Y})$ حيث y=1 من y=1

وفي مثالنا ن = ٧

. ترتيب الوسيط - ٧ + ١ - ٠ - ١ أى المشاهدة الرابعة
 في الترتيب سواء كان الترتيب تصاعدياً أو تنازلياً.

ثالثاً: قيمة وسيط التقديرات هي المفردة الرابعة أي التقدير (جيد) ونلاحظ على الوسيط هنا أن عدد التقديرات التي تسبقة = عدد

> التقديرات التي تلحقه = ٣ تقديرات . (ب) الوسيط ليانات غير ميويـة كميـة :

أولاً : إذا كان عدد المفردات فردياً :

· _ ترتیب الوسیط هنا هی المغردة : (عدد المغردات (ن) + ١ -) .

٢ _ قيمة الرسيط هي القيمة التي ترتيبها (ن + ١ _) اذا ما رتبت مغردات المشاهدات ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً كنازليا .

الحسل:

الترتيب التصاعدي

ترتيب الوسيط = 1+9 = 0 أى أن القراءة الخامسة تمثل قيمة الوسيط

. . قيمة الرسيط (ر) = ٦٠

الترتيب التنازلي :

1 . . Yo. 10. 00. T. . Yo. Ao. 4 . . 1 . .

ترتيب الوسيط - بياب من الترتيب الوسيط - بياب الترتيب

.. قيمة الوسيط (ر.) - ٦٠

ونلاحظ أن هناك ٤ قيم سابقة أقل من (٦٠)، ٤ قيم لاحقة أكبر من (٦٠)

ثانيا : إذا كان عدد المفردات زوجيا :

هذا أن يكون ترتيب الوسيط مغردة من المغردات المحددة بعد ترتيب هذه المغردات أو المشاهدات تتازلياً أو تعاصدياً كما هو الحال في حالة ما إذا كان عدد المغردات فردياً، لكنها ستكون مغردة ضمنية تتحدد على أساس الوسط العسابي المغردتين (في ، في + 1) وبمعنى آخر فإن:

قيمة الوسيط =
$$\frac{\frac{\dot{v}}{V} + \frac{\dot{v}}{V} + 1}{V}$$
 أي منوسط القيمتين اللتين

7

ونلاحظ مما سبق أن الوسيط في حالة البيانات الزوجيم هو متوسط القيمتين التي تسبقهما عدد من القيم أقل منهم أو تساويهم وتلحق بهما عدد من القيم أكبر منهم أو تساويهم بعد ترتيب مجموعة القيم ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣ .. كيفية حساب الوسيط ليبانات ميوية :

ويمكن أن يتم حساب الوسيط هذا بطريقتين مختلفتين .

(أ) الطريقة الحسابيسة : ويتم ذلك وفقاً للخطوات التالبية :

١ ـ يتم تحويل الجدول التكراري البسيط إلى جدول تكراري متجمع
 ساعد أو جدول تكراري متجمع هابط (أو نازل) سواء كان الجدول مطلق أو نسهى.

٢ - تحديد ترتيب الوسيط (محيك)حيث (ك) مجموع التكرارات .

٣ - تحديد موقع الوسيط (أى تحديد الغشة التي يقع خلالها الوسيط).

ع نعديد قيمة الوسيط (ن) وفقاً للصيفة التالية (باستخدام الجدول التكراري المتجمع الصاعد) .

مشال (\$) أوجد وسيط العاول لعدد ٥٠ طالباً موزعين تكرارياً كمايلي :

المجموع	100_119	_127	-150	-181	_140	فلأت الطول (ف)
٥٠	٦	17	10	11	٦	عدالتلاميذ(ك)

^(×) يختصر: التكرار المجتمع الصاعد (ت، م .س) أما التكرار المتجمع الهابط فيختصر بـ • (ت . م .هـ).

الحسيل:

	تممس	حدود الفئسات	£	ľ
	صقر	أقل من ١٢٥	٦	_170
	7	أقل من ١٣١	11	-171
ت،محن سابق	17	أقل من ١٣٧	10	_157
ترتيبالوسيط	70	4		
تم، من لاحق	44	أقل من ١٤٣	14	_157"
	££	أقل من ١٤٩	٦	100_159
	٥٠	أقل من ١٥٥		
			٥٠	المجموع

$$\begin{array}{rcl}
 & 0 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} \\
 & 0 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} \\
 & 0 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} \\
 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} \\
 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} \\
 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{A} \\
 & -\frac{12}{A} \\
 & -\frac{12}{A} & -\frac{12}{$$

الوسيط من تكوار متجمع هابط:

طول _ × الفقة]	التكرار المتجمع الهابط السابق - ترتيب الرسيط - - الحد الأدني	المستطران ا
الوسيطية	- الحد الأدنى - الحد الأدنى المناه الوسيطية الو	(47)

مشسال (٤) : حل المثال السابق باستخدام جدول تكراري متجمع هابط

اعداد جدول تكراري متجمع هابط

	تكام دهد	حدود الغدات	النكرار (ك)	الفئسات ف
	٥٠	١٢٥ فأكثر	٦	_170
	٤٤	۱۳۱ فأكثـر	11	_177
ت م د سابق	77	۱۳۷ فأكثـر	10	_1177
ترتيب الوسيط	Y0 ~			
ت مدالاحق	14	١٤٣ فأكشر	14	_127
	7	١٤٩ فأكشر	٦	100_189
	مشر	٥٥١ فأكثر		
			٥٠	المجموع

الرسيط (ر
$$_{7}$$
) = ۱۳۷ + ($_{10}$

تحديد قيمة الوسيط بإستخدام الرسم البياني .

نستطيع ايجاد قيمة الوسيط (ر ب) من الرسم البيانى بإستخدام أحد المنحنيان المتجمعان الصاعد أوالهابط وفقاً لمايلى :

١ _ ايجاد ترتيب الوسيط = ــميك.

 $_{\star}$ رسم المنحنى المتجمع الساعد أو المنحنى المتجمع الهابط الترزيع التكرارى $_{\star}$

٣ ... تحيين نقطة ترتيب الوسيط على المحور الرأسي (محور الصادات)

٤ ــ رسم مستقيم من النقطة السابقه يوازي المحور الأفقى (محور

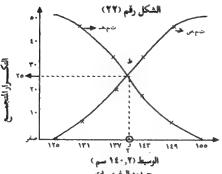
السينات) حتى يقابل المنحنى المتجمع عند نقطة ولتكن (ط) . • _ نسقط من النقطه المشار إليها (ط) عمود على المحور الأفقى

(السينات) ليقابله في نقطة هي عبارة عن قيمة الوسيط (ر,) .

مسسال (٦) باستخدام الرسم البياني أوجد قيمة الرسيط في المثال رقم(٤) السابق .

الحسل:

ترتيب الرسيط - مجك - يو - ٢٥



حدود الفسات

يمكن أيضاً تحديد قيمة الوسيط من الرسم بإستخدام منحنى متجمع هابط كما في الشكل رقم (٢٧) السابق .

كما نلاحظ أن المنحنى المتجمع الصاعد ، والمنحنى المتجمع الهابط تقاطعاً في نقطة واحدة (ط) هي نقطة الوسيط ترتيباً أما قيمته في نقطة التقاء المعود النازل منها على المحور الأفقى وهي نقطه (رم)

كما نود أن نشير هنا أنه يمكن ايجاد الوسيط حسابياً أو بيانياً من جدول تكراري نسبي .

مثال (V) من الجدول التكراري النسبي التالي أوجد:

- (أ) قيمة الوسيط حسابياً .
- (ب) قيمة الوسيط باستخدام أسلوب الرسم البياني .

الجمالي الذكر ارات	المنا	٣٠.٢٥	71-19	۱۸۱۲	17_7	1_1	الفدات
٤٠	٧	٨	١٠	11	٧	٧	التكرار المطلق
١,	1,10	۰,۲۰	۰,۲٥	٠,٢٧٥	۰,۱۷۰	۰,۰۵	التكرار النسبى

الحمسل : الجدول التكراري المتجمع الصاعد النسبي :

الصاعد النسي	لتكرار المتجمع	حدود الفنات	التكرارالنسبي	ف
ت - م . ص السابق> ترتیب الوسیط	صفر ۰,۰۵ ۰,۱۸ ۰,۲۵۵	أقبل من ١ أقبل من ٧ أقبل من ١٣ أقبل من ١٩	•,•o •,1vo •,۲vo •,۲o	7_1 17_V 14_17 14_18
مربيب موسيط ت . م . ص اللاحق	•,V•a •,9•a	أقدل من ٢٥ أقدل من ٢٦ أقدل من ٣٦	۰,۲۰	r40 ri_ri
			1-	المجموع

ونود أن نشير هنا أن طريقة حساب الوسيط لا تتأثر سواء أكمانت من جدول تكراري غير منتظم أو مفتوح كما يتصنح لنا ذلك من المثال التالي :

مثال (۸) فيما يلى جدول يحدد درجة الذكاء لعدد ١٣٠ طالباً باحدى المدارس والمطلوب تحديد وسيط درجه الذكاء .

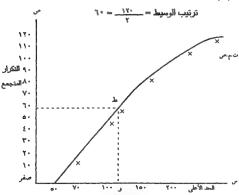
(أ) حسابياً (ب) بيانياً

المجموع	۲۰۰ فأكثر	.100	-144	-4.	o.	ىرجةالنكاء
14.	1.4	10	£٠	40	14	عددالطلبة

· الحبال

ملاحظسات	التكرار المتجمع الصاعد	حسودالفصات	Ð	ن
	مقر	أفك من ٥٠	14	_01
	14	أقل من ٧٠	70	_٧٠
اتم من السابق ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	£V	أقل من ۱۰۰	٤٠	_1
ترتيب الوسيط	۱۰ هــــ			
تُ مَ مُن الْلاَحِقُ السب	" AY	أهل من ۱۵۰	1:10	-10.
	1.4	أقل من ۲۰۰	, 1A	۲۰۰ فأكثر
	14.	أقل من الحد الأعلى المفتوح		
			14.	المجموع

رغم أن الجدول التكراري غير منتظم - أطوال فئاته مختلفة - ومفتوح من أعلى فقد تم إعداد الجدول التكراري المتجمع الصاعد كما هو الحال في الجدول المنتظم المقول، وإن يختلف الأمر في باقى الخطوات عما هو عليه الحال فيما سبق في الجدول المنتظمة والمقفولة .



مقاويس أخرى محسوبة بنفس أسلوب الوسيط (حسابياً وهندسياً):

(١) الربيع الأول (الأدنى) (٢) الربيع الثالث (الأعلى)

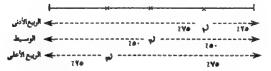
تعريف الربيع الأول (الأدنى) ويأخذ الرمز (ر) : Lower Quartile

وهو فيمة المفردة التي تقسم مجموعة القيم المرتبة ترتيباً تصاعديا إلى قسمين بحيث يقع ٢٥٪ من القيم قبلها ، ويقع ٧٥٪ من القيم بمدها أي أنه قيمة المفردة التي تقم في نهاية الريم الأول من للقيم المرتبة .

تعريف الربيع الثالث (الأعلى) ويأخذ الرمز (ر) Upper Quiaritile

وهو قيمة المفردة التى تقسم مجموعة القيم المرتبة ترتيباً تصاعدياً إلى قسمين بحيث يقع ٧٥٪ من القيم قبلها ، ويقع ٢٥٪ من القيم بعدها أى أنه قيمة المفردة التى تقع فى نهاية الربع الثالث من القيم المرتبة تصاعديا ، وعليه فإنه إذا ما رتبت مجموعة من القيم ترتيباً تصاعدياً فإن الربيع الأدنى (ر) والوسيط (ر) والربيع الأعلى (ر) يكون موقعها كما يتضح من الشكل التالى:

شکل رقم (۲۳)



مثــال (٩) أوجــد كل من الربيع الأننى والربيــع الأعلى في المثال رقم (٨) حسـابياً ، وبيانياً .

الحسل:

نقرم بإنشاء جدول تكراري منجمع صاعد كخطوة أولى:

٢ - نحدد موقع الربيع الأدنى بالجدول التكراري المتجمع ، ونحدد فلة الربيع الأدني .

٣ ـ للحصول على قيمة الربيع الأدنى (ر) نستخدم الصيغة الرياضية

كما يلى :

	ت . م. ص	حدودالقنات	ك	د
ت.م. <i>ص</i> المابق ← ترتیب ر	مغر ۲ ۱۲٫۰ _	أقل من ۱۲۵ أقل من ۱۳۱	7	_170
ت م ح <i>س</i> والسابق	17	أقل من ١٣٧	10	_1177
← ترتیبار ,	۳,۷۰	أقل من ١٤٣	14	-127
	íí o·	أقل من ١٤٩ أقل من ١٥٥	7	100_129
			۰۰	المجموع

$$(v_{i}) = \frac{\frac{\sqrt{2}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}}{\frac{\sqrt{2}}{2}} = \frac{\sqrt{2}}{2} - \sqrt{2}$$

$$(v_{i}) = \frac{\sqrt{2}}{2} + \sqrt{2} + \sqrt{2}$$

$$(v_{i}) = \frac{\sqrt{2}}{2} + \sqrt{2}$$

$$(v_{i}) = \sqrt{2}$$

$$(v$$

- ۱۳۱ + ۳,00 = ۳,00 سم

ثانيا : الربيع الأعلى حسابياً:

١ ـ ترتيب الربيع الأعلى (رم) = مجك ×٣

٢ ــ نحدد موقع الربيع الأعلى بالجدول التكراري المنجمع الصاعد ونحدد
 فئة الربيم الأعلى .

ربيع المحمول على قيمة الربيع الأعلى (ر_ب) نستخدم الصيغه الرياضية

التالية : "

= القد الأدنى الربيع الأعلى م للتكرار المدجمع الصاعد الصابق الديني الربيع الأعلى م التكرار المدجمع الصاعد الصابق التناف الربيع الأعلى الأعلى

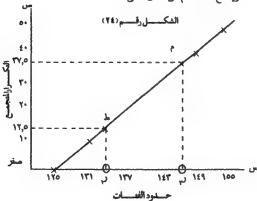
الربيع الأدنى والربيع الأعلى هندسياً:

 ١ ــ نقوم برسم محورين متعامدين ، ونحدد عليه المنحنى المتجمع الصاعد كما هو الحال عند تحديد الوسيط من الرسم سابقاً .

٢ ـ نحدد ترتیب (ر) ، ومن هذه النقطة على محور الصادات نرسم خط مستقیم یوازی محور السینات حتی یقابل المنحنی المتجمع فی نقطة ولتکن (ط) ، نسقط من (ط) مستقیم عمودی علی المحور الأفقی لیقابلة فی نقطة ، هی قیمة (ر)

٣-. أيضاً نحدد ترتيب (ر) ، ومن هذه النقطة على محورالصادت نرسم خط مستقيم يوازى محور السينات ، حتى يقابل المنحنى المتجمع فى نقطة ولتكن (م) ، نسقط من (م) مستقيم عمودى على المحور الأفقى ليقابله في نقطة هي قيمة (ر) .

ويتصنح لنا ما تقدم من الشكل التالى :



العلاقة بين الوسيط والربيعين:

١ _ عدد القيم المحصورة بين ب ، رج تساوى نصف عدد القيم كلها .

لفرق بين الرسيط والربيع الأمنى لا يساوى الفرق بين الربيع الأعلى
 والوسيط الا اذا كان التوزيع التكراري متماثلاً (معندلا) فنى مثلنا السابق نجد أن :

~ ۵٫۷ سم

110,40=

= ٥,٥٥ سم

أن التوزيع التكراري في هذا الجدول غير متماثل.

(نعتبر ماسيق خاصيه من خواص المنحنى المتماثل وتستخدم لإختبار تماثل المنحنى من عدمه) .

ويلاحظ أنه كلما زاد الفرق السابق كلما بعد الدوزيع عن التماثل والعكس حيح .

بعض خصائص الوسيط:

١ _ يحدد الوسيط القيمة الوسطى التوزيم .

٢ ــ اذا ضريت قيمة الوسيط في عدد مفردات التوزيع فلا نحصل على المجموع الأصلى للتوزيع كما هو الحال في الوسط الحسابي ، اذلك فقد قلت القيمة العلمية للوسيط عن الوسط الحسابي .

٣ ـ لاتدخل جميع مفردات الظاهرة أو المتغير عند حساب قيمة الوسيط كما هو الحال في الوسط الحسابي ، لذا يعتبر الوسيط مقياساً مناسباً المترسط في التوزيعات الشاذة (أو المنطرفة) ومناسباً أيضاً في حالة التوزيعات التكرارية المفتوحة لأنه يعتمد في حسابه على منطقة الوسط بعد ترتيب البيانات باستثناء الحالة التي يقع الوسيط في مدى فئة مفتوحة من أسل أو من أعلى الفوزيع التكراري.

٤ ـ بجانب إمكانية حماب الوسيط البيانات الكمية فهو صالح للإستخدام
 أيضاً في حالة البيانات الرصفية بشرط أن تكون البيانات الأخيرة ترتيبية أي
 قابلة للترتيب نصاعدياً أو تنازلياً

يمكن حسابة بيانياً بعكس الوسط الحسابي .

 ٦ ـ مجموع الانحرافات المطلقة ـ أى بعد إهمال إشارات هذه الانحرافات لقيم التوزيم تكون أقل ما يمكن.

٧ ــ فى حالة البيانات غير المبوية الزرجيه ، يعدد الوسيط عدد إيجاد فيمته على الوسط الحسابى ، وبمعنى آخر فى مثل هذه الحالة يدخل مقياس آخر للذرعة المركزية عندحساب فيمة الوسيط .

٨ ــ نظراً لإعتماد الرسيط على بيانات القيم الرسطى عند حساب قيمته بعد ترتيبها ــ فهذا يحنى أننا لا نستفيد بكافة البيانات عن الظاهرة محل القياس عند حساب قيمته ، وللسبب السابق ، فإن الوسيط لايعنبر ممثل جيد المتوسطات اذا كان هذاك إختلافاً بينا في حجم القيم قبل وبعد القيمة الوسيطية عن قاك القيم الموسطى لنفس التوزيع بعكس الوسط الحسابى .

٩ ــ اذا إختافت الأهمية النسبية لوحدات الظاهرة موضوع الدراسة فلا يعتبر الوسيط مفيداً في الحالة السابقة ، لأن الوسيط لايقبل عملية الترجيح بالأبرزان كما هو الحال في الوسط الحسابي المرجح .

١٠ ـ الرسيط عرضه للإختلافات الواضحه وعدم الإستقرار تبعاً لإختلاف وتباين العينات، وعليه يكون الوسيط أكثر تأثراً من الوسط العسابي في حالة إستخدام أسلوب المعاينة.

المبحث الثالث المسوال (*) Mode

المتوسطة : يعتبر المنوال أحد مقاييس المتوسطات ، ويعرف المنوال ببأنه القيمة الأكثر ظهوراً أو تكراواً أو شيوعاً في مجموعة القيم ، ونود أن نشير هنا بأن المنوال إن وجد في توزيع ما ، فإنه قد يكون وحيد القيمة كما قد يكون للتوزيع منوالين أو أكثر ، وسنرمز له بالزمز (م) .

أولاً : المنسوال لبيانات غير مبسوبسة (وصفية) :

(أ) حالة البيانات الوصفية غير الترتيبية.

مشال (١) فيما يلى عينة مكونة من ٨ أشخاص طبقاً للحالة الإجتماعية: منزوج ، أرمل ، أعزب ، مطلق ، منزوج ، أعزب ، أعزب ، أعزب . والمطلوب تحديد منوال البيانات السابقة .

الحسيل:

بالنظر إلى مفردات العينة حسب الحالة الإجتماعية .

- (١) حالة الزواج : نكررت مرتبين .
- (٢) حالة الأرمل: تكررت مرة واحدة فقط.
- (٣) حالة المطلق: تكررت مرة واحدة فقط.
 - (٤) حالة الأعزب : تكررت أربع مرات .

أى أن حالة ، الاعزب ، هي الحالة الأكثر تكراراً أو شيوعاً في الحالات الاجتماعية المدروسة رتساوي (٤) .

n n n n n

^(*) بطلق عليه البسن ، النمط ، .

وعليسه فسسيات :

منوال هذه العينة بالنسبة للحالة الإجتماعية هي احالة الأعزب، .

مثال (٢) في حقل تجريبي الزهور تبين أن توزيع الزهور به وعدها ٤٠ أورة توزعت حسب اللون كما بلي:

- (١) عدد الزهور ذات اللون الأبيض ١٠: زهـور .
- (٢) عدد الزهور ذات اللون الأحمر : ١٠ زهور .
- (٣) عدد الزهور ذات اللون الأزرق ٨: زهـور .
- (٤) عدد الزهور ذات اللون البنفسجي : ٦ زهور .
- عدد الزهور ذات اللين المووث : ٥ زهـور .
- (٦) عدد الزهور ذات اللون الأصفر : زهرة واجدة .
 - أوجد منوال اللون في المجموعة السابقة للزهور.

الحسال :

نجد أن كلا من اللونين الأبيض والأحمر هما الأكثر شيوعاً في مجموعة الألوان المختلفة للزهور ، وكل منهما ١٠٠ زهرات، لذا نقول أن مجموعة الوان الزهور المشار اليها فيما سبق لها منوالين وليس منوال واحد .

أى أن المنوال هذا هما الزهور ذات اللونين الأبيض والأحمر.

وهكذا يمكننا بإتباع الأسلوب السابق حساب منوال الظواهر الوصفية غير الترتيبية الأخرى .

(ب) حالة البيانات الوصفية الترتيبية:

ومن الظواهر التي تنطبق عليها هذه العالة، تقديرات درجة الطلاب سواء في مادة ما أو التقدير العام اللجاح. مشسسال (٣) فيما يلى التقديرات في مادة الرياضيات لعينة مكونة من ٧ طلاب في السنة الدراسية الأولى وكانت بالترتيب كمايلي :

(التقدير) : ممناز ، مقبول ، جيد جدا ، جيد جدا ، جيد ، ضعيف جدا ، ضعيف والمعالوب : تحديد معرال تقدير النجاح في هذه المادة بالعينة السابقة.

: الحسال:

الطالبين الذين ترتيبهما (٣) ، (٤) حصلاً على تقدير (جيد جداً)، وباقى الطلاب حصل طالب واحد فقط على التقديرات الأخرى وهى ممتاز ، مقبول ، جيد ، ضعيف ، ضعيف جداً .

وعليه فمنوال التقنير في العينة السابقة هو تقدير «جيد جداً ، لأنه تكرر مرتين ومن ثم فهو التقدير الشائع في العينة .

وهكذا بإتباعنا الأملوب السابق بمكننا حساب منوال الظواهر الوصفية الدوتسية الأخدى .

ثانيا: المنسوال ليسانيات كمية:

(أ) المسوال ليسانسات كميسة غمير مبويسة (مفردة):

مثال (٤) فيما يلى درجات النجاح في مادة الاقتصاد لذلات مجموعات من الطلاب كل مجموعة مكونة من عشرة طلاب .

المطلوب : تقدير منوال درجة النجاح في كل مجموعه

المجموعة الأولى : ليس لها منوال لأنه لم تتكرر أى درجه منها أكثر من مرة واحدة.

المجموعة الثانية : منوال الدرجات بها هو (٥٥) لأنها الدرجة الوحيدة الني تكررت مرتين .

المجموعة الثالثة : لها منوالين هما (٥٥) ، (٨٥) لأن كل منهما تكررت بمقدار ثابت ، وهو مرتين

(ب) المنسوال لبيانات كمية (مبوبة) أى فى صورة توزيع تكرارى:
 وسنغرق هنا بين الجداول التكرارية المنتظمة والجداول التكرارية غير المنتظمة.
 أولاً: الجداول التكرارية المنتظمة:

مشال (٥) أوجد منوال الطول بالسنتيمتر لمجموعة الطلاب في الجدول التكراري التالي:

المجموع	100_119	-184	_177	-1771	-170	فدات الطول
 ۰۰	٦	14	10	11	٦	عدد الطلاب

الحسل:

سنتاول فيما يلى طريقتين مختلفين لايجاد منوال الطول في المثال السابق.

الطريقة الأولى : طريقة الغروق (بيرسون (٥)): وتتلخص خطواتها فيما يلى : ١ ـ نبحث عن أكبر تكرار في الثوزيم .

بين حدها الأنتى وحدها الأعلى. ٣ ـ. تحدد الفئه السابقة للفئة المنوالية ، وتحدد التكرار المقابل لها

۱ ... تحدد الفقية السابقة تلفقية المتوانية ، وبحدد النظرار المقابل له وليكن(ك₎) .

⁽Karl person) (+)

٤ ـ محدد الفئه اللاحمه للفئة المنواليه ، ومحدد التكرار المقابل لها
 وليكن (كم) .

مما تقدم يتحدد لنا جدرل تكرارى جزئى (المحدد بالمستطيل) مكون من ثلاث فنات من فنات الجدول التكرارى الأصلى كما يلى :

		التكرار الأصلى (ك)	الفئيات (ف)
الفرق الأول (۵ _{۱)} ؛ الغرق الثاني (۵ _۷) ۳	الغلة السابقة } الفئة المنوالية } الغلة اللاحقة }	7 (上(上) () (上) () (上)	ا بور م ا بدر الجوري ا بدر الجوري
		7	100_189
		٥٠	المجموع

من المجدول التكرارى المجزئى (المحدد بالمسطيل) نحدد كلاً من : -1 الفرق الأول (Δ) = (تكرار الفئة المنوالية – تكرار الفئة المسابقة لمها) -1 الفرق الأول (Δ) = -1 الفرق الثانى (Δ) = (Δ) = -1 الفرق الثانى (Δ) =

ويفرض أن المنوال يقع على الغط المستقيم أب وهى حدود الفلة المنوانية حيث يبعد عن الحد الأدنى بمسافة (س) وعن الحد الأعلى بمسافة (ل- س)، وحيث أن النسبة التى تقسم هذا الغط إلى جزئية m:(b-u) تساوى النسبة بين الفرقين Δ ، Δ كما يلى :

أى أن :

 $\Delta_{\nu} = (\nu - \nu) \Delta_{\nu}$

 $\Delta_{\gamma} = 0$ $\Delta_{\gamma} = 0$, ومنه نستنتج أن

 $\Delta J = \Delta J + \Delta J$

, ۵۵− (, ۵ + , ۵) س

حيث س (وهو الجزء الذي يقع إلو المسافة إمن الحد الأدنى للفئة المنوالية في قيمة المنوال).

وحيث أن المنوال (م) = الحد الأدنى للغلة المنوالية + س .

٣ ـ . ٠ . يمكن إستنتاج المنسوال (م) من الصيغة الرياضية التالية .

أى المنوال (م) = الحد الأدنى للغنة المنوالية + (
$$\frac{\Delta}{\Delta} + \Delta$$
 × ل) وعليه فالمنوال في مثالنا السابق :

$$= VTI + \left(\frac{3}{7+3} \times \Gamma\right)$$

$$= VTI + \frac{37}{V}$$

$$= VTI + T3,7$$

$$= VTI + T3,7$$

- 75.5Y me

ثانيا : الجداول التكوارية غير المنتظمة (غير مصاوية الفيات) .

مشمال (٦) المتوزيع التكراري التالي يمثل الأجور لعينة مكونه من ٧٠٠ عامل بأحد معامل الأدوية بالجنية .

المعمرع	01-	.70	_40	_y.	-1.	فات الأجر(ف)
٧	4.	۴٠	A٠	, Y+	٥٠	عدد العمال(ك)

المطلوب : تعديد منوال الأجر بطريقة الفروق (بيرسون) .

الحبسل:

حيث أن فشات الأجر غير منظمة أى أن طول الفشة (ل) ليس ثابتاً كما هو الحال في المثال السابق رقم (٥)

فإندا قبل تطبيق الفطوات السابقة فى الجداول المنتظمه المصول على المنوال ، نجرى تمديلا على التكرارات الأصلية بحيث نصل إلى التكرارات الأصلية بحيث نصل إلى التكرارات المعدلة لنفس القدات ، وقد تم تفصيل ذلك عند دراستنا للمدرج التكرارى فى الفصول السابقة .

ثم نجرى حساباتنا على قيم الثلاث فئات بالجدول الجزئى ، والفروق 4 ، ٨څهانكرارات المحدلة وليس على التكرارات الأصلية وسنرمز للتكرارات المُمللة هذا بالرمز (ك) وعليه فيان :

	18	J	4	القلسات (ف)
	0	1.	٥٠	-1.
الغدة السابقة } ٥ - ٤	3 (는,)	٥	٧٠	-4.
الثقة المدرالية ع	٨(كم)	1.	۸۰	_ 40
الفنة اللاّحقة \ ٢٠-٢	٦ (كر)	٥	٣٠	-70
	٣	1.	٧٠	٥٠_٤٠
			4	المجموع

ويتطبيق الصيغة الرياضية السابقة للحصول على المنوال بطريقة الغروق حيث Δ , Δ

الطريقة الثانية : طريقية الرافعية

ويمقتمنى هذه الطريقة، نمثل الفئة المنوالية ولتكن (ل) والتى نقع أمام أكبر تكرار برافعة تعمل عند طرفيها قوتان أولهما عند تكرار الفئة السابق الفئة المنوالية ولتكن (ك $_{\uparrow}$) وتعمل عند بدلية الفشة المنوالية (ويطلق عليها القوة) بوثانيهما عند التكرار اللاحق للفئة المنوالية ولتكن (ك $_{\uparrow}$) وتعمل عند نهاية المنوالية (ميطلق عليها المقاومة).

ويفرض أن القوة والمقاومه المؤثرتين عند طرفى هذه الرافعة يعادلان كلاً من (ك) ، (ك) السليقتين .

ويفرض أن نقطة الارتكاز التي تنوازن عندها الرافعة تبعد بمسافه قدرها (w) عن (b_p) ، كما تبعد بمسافة قدرها (b-w) عن (b_p) .

وحيث أن هذه الرافعة في حالة توازن وطبقاً لقانون الروافع فإن :



٠٠٠ المنوال: الحد الأدنى للفلة المتوالية + س

أى أن
$$(a)$$
 = الحد الأدنى للفئة المنوالية + $(\frac{\text{Indigns}}{\text{Indigns}} \times \frac{\text{Adol like}}{\text{Inique}})$

حل المثال رقم (٥) السابق بطريقة الرافعة :

۱۲۲ ال المنسوق (۲-س) ۱۲۷ المنسوق (۲-س) ۱۲۰ المن

وبالطبع فيمة المدول بهذه الطريقة يختلف عن قيمته بطريقة الغروق السابقة والبالغ قيمتها ١٤٠,٤٣ سم (لإختلاف الصبيغة الرياضية في كل منهما عن الأخرى).

مشسال (٨) :

حل المثال رقم (٦) السابق بطريقة الرافعة

: 4-41

$$(1, 3 \times 10) = 7 (1 - 10)$$

 $(1, 0) = 17 - 7 = 1$
 $(1, 0) = 17$

$$1 - 1 \cdot \times \frac{1}{1} \times (1 \cdot \times \frac{1}{1} \times 1) = \frac{1}{1} \times (1 - 1)$$

الطريقة التالشة : طريقة الرسم البياني :

(أ) طريقة المدرج التكرارى :

١ ــ ويمقعناها تأخذ فسات الجدول الجزئى (أى الفئة المدوالية والفئة السابقة لها والفئة المدوالية والفئة السابقة لها والفئة لها ويمالهم بيانيا في صورة مدرج تكوارى (كما سبق أن أوضحنا في الغصل الثالث) - ويتم ذلك من التكوارات الأصلية (إذا كانت الغدات غير من التكوارات المحلة (إذا كانت الغدات غير منساوية الطول) .

 نصل نهاية الحد الأعلى للفئه السابقة مع الحد الأعلى للفئة المنوالية (من أعلا المدرجات التكرارية) بمستقيم وليكن (أجـ)

٣ _ نصل الحد الأننى للفئة المنوالية مع الحد الأدنى للفئة اللاحقة لها

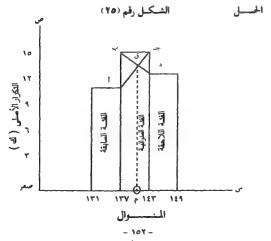
من أعلى المدرجات التكرارية) بمستقيم وليكن (ب د) .

3 ـ نجد أن المستقيمين (أ جـ) ، (ب د) السابقين يتفاطعان في نقطة ولتكن (ق) .

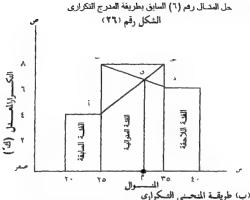
من سقط من النقطة (ق) عمود على المحور الأفقى (س) اليقابله فى
 نقطة ولتكن (م) تكون هى قيمة العنوال المطلوب:

مشال (۹) ۰

حل المثال رقم (٥) السابق بطريقة المدرج التكرارى :





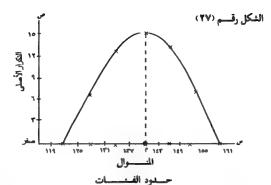


١ _ وبمقتضاها يتم تمثيل التوزيم التكراري الأصلى _ في الجداول التكرارية المنتظمة _ بمنحنى تكراري كما جاء بالفصل الثالث .

٢ .. تسقط عمود من أعلى نقطة على المنحنى (أي من قعة هذا المنحنى) عمود ياعلى المحور الأفقى (س) ليقابله عند نقطة ولتكن (م) متكون هذه النقطة هي قيمة المنوال من الرسم.

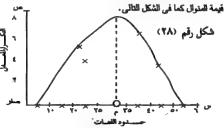
مشال (١١) أوجد المنوال في المثال رقم (٥) السابق بطريقة المنحني التكراري . الحسل:

ا _ نقوم بمثيل بيانات هـ ذا التـ وزيع بيانياً في صورة منحنى تكراري ثم نسقط عمود من أعلى قمة المنحني ليقابل المصور السيني في (م) هي المنوال = ١٤٠,٥ (تتوقف دقة قيمة المنوال هنا على دقة الرسم البياني كما في الشكل التالي).



مئال رقم (١٢) أوجد المنوال بطريقة المنحنى التكراري في المثال رقم (١) السابق. الحسار:

هذا الجدول غير منتظم فلابد من تعديل التكرارات الأصلية إلى تكرارات معدلة ، ثم تعذيل التكرارات المعدلة في صورة منحني تكراري ، نسقط من أعلى نقطة فيه عمودي على المحور (س) ليقابله في نقطة ولتكن (م) هي



- 101 -

بعض خصائص المنسوال

١ _ إذا تم صرب قيمة المدول في عدد مغردات الظاهرة موضوع القياس،
 فلا يعطى ناتج ما سبق المجموع الأصلى للتوزيع كما هو الحال في الوسط العسابي

المنوال لا يمثل القيمة الوسطى فى النو زيع كما هو الحال فى الوسيط
 كما أنه فى بعض الطواهر أو الحالات قد لا نجد لها منوال.

٣ _ إن طريقة حسابة تعتبر من أبسط طرق حساب مقاييس النزعة المركزية ، كما أنه يستخدم لحساب المتوسط في حالات الترزيحات الكمية ، والوصفية سواء أكانت ترتيبية أو غير ترتيبية على حد سواء ويغضل استخدامه إذا كان التوزيع في صورة نسبة .

٤ – لا تدخل كل مغردات التوزيع للظاهرة المقيسة عند حساب قيمته، كما هو الحال في الوسط العسابي لذا لا يَتأثر المنوال بالقيم الشاذة أو المتطرفة كما هو الحال في الوسط العسابي.

محكن حساب قيمته من الجداول التكرارية المفترحة كما هو الحال
 في الوسيط بعكس الوسط الحسابي

٣ ــ تتأثر قيمة المنوال بحجم العينة ، وتتأثر كذلك بطول فئة الدوزيع التكراري وبطرية المترتيب ، لكل ما سبق بعتبر المنوال ، مقياس غير ثابت اذا ما أعيد ترتيب مفردات التوزيع كما بتغير قيمة المنوال إذا ما أعيد تمديل حدود الفئات ، حيث تنتقل القيمة المقدرة المنوال إلى حدود فئة أخرى مخالفة احدود الفئاة المدود الفئاة الفئاة الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة الفئاة الفئاة الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود الفئاة الفئاة المدود المدود الفئاة المدود الفئاة المدود الفئاة المدود المدود المدود المدود المدود المدود المدود الفئاة المدود الفئاة المدود المد

 ٧ _ قيمة المنوال تختلف باختلاف طريقة حسابة ، بعكس الوسيط والوسط الحسابي .

٨- إذا كان المنحنى التكرارى متعدد القمم ، فهذا يعنى أن للتوزيع أكثر من منوال واحد ، وأن كان المنوال في مثل هذه الطروف لايكون ذات فائدة كبيره من حيث تمثيل التوزيع ، لأن التوزيع في مثل هذه الحاله يكون غير منجانس .

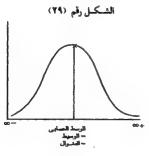
المبحث الرابع

العلاقية بين المتوسطات الشلاثية السابقة

مقدمة : تمرضنا في الفصل الثالث فيما سبق إلى أنواع المنحنيات التكرارية حيث أنها تتوقف على التوزيع التكراري ، فإذا كان التوزيع التكراري مماثلاً فيمكن تمثيله بمنحنى متماثل ، أو معتدلاً يشبه الناقوس ، وله محور رأسي يمر بنقطة النهاية العظمى للتوزيع ويقسمه إلى جزئين متطابقين شاماً.

أما إذا كان التوزيع غير متماثل ، فالمنحنى الممثل له يكون غير معتدل ، ويطلق عليه منحنى ملتوى، وقد يكون الالتواء إلى اليسار كما في الشكل رقم (١٦) السابق ونود أن نربط في هذا الجزء بين شكل التوزيع التكرارى ومقاييس النزعة المركزيه الثلاثة (الوسط الحسابي، الوسيط ، السوال).

أولاً: اذا كان التوزيع التكوارى متماثلاً فإن الأوساط الثلاثه تكون متطابقة ، أى أن قيمة الوسط الحسابى = قيمة الوسيط = قيمة المنوال كما في الشكل التالى:



- 101 -

وبمقتضى هذه العلاقة يمكن إستنتاج المنوال بمطومية الوسيط والوسط الحسابي أو العكس أي ممكن استنتاج أي منهما بمطومية الآخرين.

ثانياً: اذا كان التوزيع قريباً جداً من التماثل (أى ملتوياً لكن الالتواء بسيط)، فإنه تكن هناك صيغة تقريبية للعلاقة بين قيم المتوسطات الثلاثة حددها كارل بيرسن كمايلي:

٣٠٠ ومنها نستنتج بعد قسمة الطرفين على (٢) أن :

أى أن الوسط للحسابي = ٢٠ الوسيط - ١٠ المنوال .

ويمكن إستخدام الملاقة السابقة في إستنتاج قيمة تقريبية الوسط الحسابي من جدول تكراري مفدوح بمطومية كل من الوسيط والمنسوال اللذان يمكن حساب قيمتهما من الجداول المفتوحة .

وأيضاً يمكن من العلاقة الأساسية السابقة استنتاج.

$$\frac{V}{2} = \frac{V}{2} = \frac{V}{2} = \frac{V}{2}$$
 أي أن الرسيط $= \frac{V}{2} = \frac{V}{2}$ الوسط العسابي $= \frac{V}{2} = \frac{V}{2}$ المنوال : يمكن إستتناج

اى ان الوسيط ~ ___ الوسط الحسابي + __ المنوال : يمكن إستنتاج يمقتضي هذه العلاقة للوسيط يمطومية الوسط الحسابي ، المنوال .

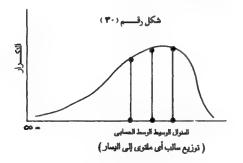
أى أن المنوال - ٢ أمثال الوسيط. صنعف الوسط الحسابي

ثَالِثاً : إذا كان التوزيع غير متماثل أي المنحنى ملتويا فإن

الأوساط الثلاثة تكون غير متطابقة ، ذلك أن الوسط العسابى والوسيط ينحازان إلى الطرف الملتوى من التوزيع ، كما أن الوسط الحسابى يكون أكثر إنحياز من الوسيط في مثل هذا التوزيع أى أنه:

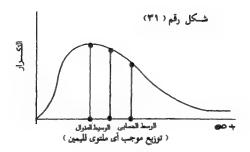
(أ) في حالة التوزيع الملتوى إلى اليسار (سالب الألتواء) يكون الوضع النسبي للمتوسطات :

الوسط الحسابي < الوسيط < السنسوال ويتصح ما تقدم من الشكل التالى :



(ب) فى حالة التوزيع الملتوى إلى اليمين (موجب الالتواء) يكون الوضع النسبى للمتوسطات :

> الوسط الحسابى > الوسيط > المنــوال ويتضح ماتقدم من الشكل الذالي :



ونود أن نشير هذا في مجال التوزيعات العلتويه للملاحظات التالية : .

١ أن الوسيط يقع دائماً بين الوسط الحسابي والمنوال .

٢ ـ أن الوسط الحسابى يقع دائماً ناحية الطرف الأكبر للتوزيع وهذا يتفق مع المنطق ، لأن الوسط العسابى يتأثر بالقيم المنطرفة ، والقيم المنطرفة توجد غالباً عند الطرف الأكبر للتوزيع .

٣ ـ يحسن استخدام الوسيط بدلا من الوسط الحسابى فى التوزيعات التكرارية الملتوية ، التواءاً ملموساً ، ذلك لأن الوسيط لا يتأثر بالقيم المتطارفة عند حساب قيمته ، فمتوسط الدخل مثلاً يكون توزيعه دائماً ملتوياً ناهية اليمين ، لذا فإنه فى توزيعات الدخل يكون الوسيط تقديراً جيداً المتوسط الدخل .

 أعطى طرق تقدير المنوال نتائج تقريبية واستخدامه في الحياة العملية نادراً ، لذا لاينصح بإستخدامه إلا في حالة المتغيرات الوصفية .

المحث الحاس ا**لوسيط الهندسي** Geometric Mean

أولا مقسمسة :

يمتبر الوسط الهندسي من مقاييس المتوسطات ـ النزعه المركزيه ـ الثانوية ، حيث يفضل إستخدامة في حساب متوسط معدل النمو للمتغيرات المختلفه سواء أكانت لقيم متزايده أو القيم متناقصه ، لذا فهو شائع الإستخدام عدد حساب متوسط النسب المنسوب في الأرقام القياسية (*) وسنرمز له بالرمز (هـ).

ثانياً : الوسط الهندسي لبيانات غير مبوبه (مفرده) :

إذا أخذت ظاهرة أو منفير ما القيم س, ، س, ، س, ، ، س ، و فإن الوسط الهندسي هذا عباره عن الجذر النوني لحامل صرب القيم السابقة التي عندها (ن) . أي أن .

وبالطبع يستخدم أساوب اللوغاريتمات (لو للأساس ١٠) للمصول على الرسط الهندسي (هـ) كما يلي :

اولا .

$$\left(a \right) = \frac{1}{\dot{\psi}} \left(\log w_0 + \log w_0 + \log w_0 + \dots + \log w_0 \right)$$

$$= \frac{1}{\dot{\psi}} - \cos w_0 + \cos w_0$$

ثانيا :

ثم نوجد الوسط الهندسي (هـ) بإستخدام جداول الأعداد المقابله الرغارتيمات (٢)

 ^(*) سينسنج لنا ذلك عند دراسه الارقام التهاسية .

أى أنه للحصول على الوسط الهندسي في الحاله السابقة سنتبع الخطوات التأليه:

- نحسب اوغاريتمات القيم (لوس) ،ثم بجمعها نحصل على (مج لوس) .

_ بقسمة حاصل الجمع السابق (مجـ لو س) على عدد مفردات الظاهرة (ن) فنحصل على (لو هـ)

. باتكشف فى جدول الأعداد المقابله للوغاريتمات ، نحصل على الوسط الهندسي (هـ) .

وينضح ما تقدم من الأمثله التاليه:

مشال (١) :

أوجد الوسط الهندسي لعينه مكونه من (١٠ اطلاب) في مادة الرياضيات إذا كانت درجانهم كما يلي (١٠) .

الحيل:

الوسط الهندسي (هـ)

1 . . × 1 . × 40 × 00 × 50 × 00 × 1 . × 10 × 1 . × 10 . -

(1)
$$\log (\triangle) = \frac{1}{16} (\log_2 + \log_2 + \log_3 + \log_4 +$$

ومن الجدول التالى نحصل على (مجد لو س) باستخدام جدول الله غار تمات للأساس (١٠١) : (xx):

		(21) (1) 10	
لوس)	س	لوس	ان
1,71.7	00	1,7979	97
1,4401	Yo	1,7747	1 1.
1,	1.	1,474£	10
4,	1	1,4057	4.
•		1,78+8	00
		1,7077	20
17, . 791	المجموع (مجد لوس)	٩٥ ، كرسط حسايى -	*) مثال (۱) م ب

$$1, v \cdot 191 = \frac{10, \cdot 191}{0} = \frac{10, \cdot 191}{0}$$
 ا

بالكشف في جدول الأعداد المقابله الوغاريمات عن ٠,٧٠٦٩١ أمام ٠,٧٠ تمت (٦) فروق (٩) فنجدها كالآتي:

(٣) من التتبجه في (٢) نحرك العلامة العشرية جهة اليمين لاعداد صحيحة تزيد (١) عن الاعداد الصحيحه في لوهد اي في مثالتا للعددين صحيحين .

(وهو يختلف عن الوسط الحسابي والذي بلغ ٦٠ درجة) فيما سبق

مقال (٢) :

أوجد الوسط الهندسي للنسب التالية

الحسل:

(**) حيث أن المدد المنجرج وقل ولعد عن الأعداد الصميمه في (س) أما الكمر فيتم العصول عليه من جدرل الرغار يتمات .

$$\frac{1}{2} \left(k_{T,0,1} + k_{T,1,1} + k_{T,1,1} + k_{T,1,1} + k_{T,1,1} \right) \\
= \frac{1}{2} \left((YY^*, Y + 0Y^*, Y + F^*, Y^*, Y + Y \cap f_1, Y) \right) \\
= \frac{1}{2} \left((YY^*, Y + 0Y^*, Y + F^*, Y \cap f_1, Y) + F^*, Y \cap f_1, Y \cap f_2, Y \cap f_1, Y \cap f_2, Y \cap f_1, Y \cap f_2, Y$$

۲,۰۲۰۱۰ بالكشف في جدول الاعداد المقابله للوغاريتمات
 ۵°۰۰ هـ (الوسط الهندسي) - ۱۱۲٫۱ ٪

ثالثاً : الوسط الهندسي لبيانات مبويه (في صورة جداول تكرارية) بغرض أن مراكز الغنات هي من، ، من ، من ، من ، من ، والتكرارات المقابله لها هي ك، ، ك، ، ك، ، ك، ، ، ك ن

 $|\log_{p} H_{\text{bit}}(\omega)|^{\frac{1}{p}} \times (\omega_{p})^{\frac{1}{p}} \times (\omega_{p})^{\frac{1}{p}} + (\omega_{p})^{\frac{1}{p}} \times \dots \times (\omega_{m})^{\frac{1}{p}}$

لوهـ = _ ا كرا لوس، + كرا لوس، + كرا لوس، + ... + كان لوس،)

لوهـ = محـ ك لوص محـ ك

ثم نوجد الوسط الهندسي (هـ) بإســــخدام جــداول الأعــداد السقابلة للوغاريتمات .

> وتتلخص خطوات الحصول على الوسط الهندسي هنا كما يلي : ١ - حساب مراكز الفئات (س) ثم لوغاريتمانها .

٢ - ضرب كل تكرار في (لوس) المناظره فنحصل على (ك لوس).

٣ ـ بجمع العمود (ك لوس) فنحصل على (مدك لوس) .

٤ ـ بقسمة المجموع في (٣) على (مد ك) نحصل على (لو هـ) .

٥ - بإستخدام جدول الأعداد المقابله للوغاريتمات فنحصل على (هـ) .

-أوجد الوسط الهندسي لأطوال عينة من التلاميذ من الجدول التكراري التالي:

i	المجموع	100_129	_127	-140	-181	-140	فنات الطول (ف)
	٥٠	٦	14	10	11	٦	عدد التلاميذ (ك)

الحسل:

مثال ٣ :

ك لو س	ٿو س	U.	Æ	ن
17,7277	7,1-77	174	7	_170
YT,T9A1	7,1771	188	11	-181
47,1910	7,1271	11.	10	-177
10,1774	7,1755	127	۱۲	-127
YY,•4•A	4,1414	107	٦	100_189
1.4,7975			٥٠	المجموع

بالكشف في جدول الاعداد المقابله للوغاريتمات - ١٦٤ -

٠٠٠ هـ = ١٣٩,٦ سم

(ملحوظة : كان الوسط الحسابي ١٤٠,١٢ سم لنفس الدوزيع ص ١١٤ من هذا الفصل) .

نلخص من المثالين (1) ، (٣) السابقين أن قيمه الوسط الهندسى تختلف عن قيمة الوسط الحسابى النفس الظاهرة ، ومما تجدر الإشارة إليه أن الوسط الحسابى أكثر تأثراً بالقيم الشاذه (المتطرفه) عنه فى الوسط الهندسى ، وقد وصنح ذلك جليا من الدثال رقم (1) السابق .

رابعاً : الوسط الهنسلسي المرجسع :

إذا أخذت ظاهرة ما القيم (س, ، س, ، س, ، ، ، س) ورغبنا في أيجاد الرسط الهندسي لها بعد ترجيحها بالأوزان (و، و، و، و. ، ... ، و) على الترتيب ، فإن حساب الوسط الهندسي في هذه الحالة لايختلف عن حالة الوسط الهندسي من بيانات مبويه ، حيث أن الأوزان الترجيحيه هنا (و، ، و، ، و، ، ... ، و) تناظر تماما التكرارات (ك، ، ك، ، ك، ، ك، ، ... ، ك) في حالة البيانات المبوية .

الجدول التالي يمثل أسعار (٥ سلع ، الكميات المشتراه منها) :

	٥	-3-	ب	i	نوع السلعه
١.	14	٤	7	٧	الكميه المشتراء (و)
4.	١٠.	4.	۲٠	0.	سعر السلعه (س)

والمطلوب

حساب الوسط الهندسي للاسعار مرجحا بالكميات المشتراه للسلع المشار

$$A_{-} = {}^{\frac{1}{2}} \sqrt{(0)^{7} \times (0^{7})^{4} \times (0^{7})^{3} \times (0^{7})^{7} \times (0^{7})^{7}}$$

$$A_{-} = {}^{\frac{1}{2}} \sqrt{(0)^{7} \times (0^{7})^{4} \times (0^{7})^{7} \times (0^{7})^{7}} \times (0^{7})^{7} \times (0$$

ولوس	ٿو س	الكميات المشتراه	الاسعار	السلع
		(6)	(v)	
۳,۳۹۸۰	1,794.	A	٥٠	T
A,	1,5441	٦	٣.	ب
0, 4 . 5 .	1,7.1.	٤	٧.	_
17,	1,000	14	1.	د
11,771.	1,5771	1+	٧٠	
		1		

بالكشف في جدول الاعداد المقابلة للوغار تيمات

٠٠٠ هـ (الوسط الهندسي المرجح للأسعار) - ٢٠,٠٠ جنيها.

خامساً : خصائص الوسط الهندسي :

١ ـ الوسط الهندسي مقياس للقيمه مثل الوسط الحسابي وليس مقياس

للموضع كما هو المال في الوسيط والمنوال، كما يدخل في حسباب قهمته كل مفردات التوزيع بما فيها المفردات الشاذه أو المتطرفه ، لكن تأثره بالمفردات الشاذه أقل من تأثر الوسط الحسابي لنفس المغردات.

٢ - يتعذر حساب الوسط الهندسي إذا كانت إحدى قيم المتغير
 (س) - صفر

" - يتعذر حساب الوسط الهندسي إذا كانت إحدى قيم المتغير (س)
 قيمه سائه .

انتما قيمه الوسط الهندس لأى ظاهرة أسفر من قيمة الوسط الحسابي لنف الظاهره (*). وهذه الفاسيه يمكن إثباتها عندما يزيد عدد المفردات عن (مفردتين) وأيضا في حاله الجداول التكراريه إذا كان المتغير (س) بأخذ القيمين الموجئين س، وس.

(*) حيث س = س , فإن

۰٬۰ دی ۱ دی ۲ مطر:

۰٬۰ تق > هــ

المبحث السادس الوسيط التوافقي

Harmonic Mean

أولاً: مقندمية:

هو مقياس آخر من مقاييس المتوسطات ، يفصنل استخدامه في حالات خاصة أي عندما يعبر عن المتغيرات في صورة معدلات زمنيه ، كالمسافه التي تقطمها السيارة أو القطار أو الطائرة في رحدة الزمن ، أو إنتاج ماكينه في الساعة مثلا ، وأيضاً متوسطات الأسعار إذا أعطيت بدلالة وحدة النقود ... وهكذا ...

ويمكن تمريف الوسط التوافقي لظاهره أو متغير ما تأخذ القيم س, مس ب، مسلامز عن مقلوب الوسط الحسابي لمقلوبات قيم الظاهرة أو المتغير المشار النبها ، وسلرمز له بالرمز (ق) .

أي أن:

He and Hieles (5)
$$\sim \left(\frac{\dot{v}}{v_{ij}} + \frac{\dot{v}}{v_{ij}} + \frac{\dot{v}}{v_{ij}} + \frac{1}{v_{ij}} + \frac{1}{v_{ij}}\right)$$

ثانياً : الوسط التوافقي في حاله بيانات غير مبوبه (مغرده)

اذا كان لدينا متغير س يأخذ القيم س، ، س، ، س، ، س، فإن :

$$(i) = (\frac{\dot{\upsilon}}{1 - 1}) = (i)$$

$$(i) = (i)$$

$$(i) = (i)$$

وعليه فخطوات حسابة تتلخص فيما يلى:

ـ يتم حساب مقلوب كل قراءة أو قيمة من القيم السابقه أي (- -)

_ بجمع مقاويات القيم السابقة نحصل على (محر الله على -

ويتطبيق القانون السابق ق = $\frac{\dot{0}}{1}$ نحصل على الوسط التوافقي مطاوب مد $\frac{1}{1}$

مئـال (١) :

أوجد الوسط التوافقي لدرجات عينه مكونه من (١٠ طلاب) في مادة الرياضيات اذا كانت درجاتهم في هذه المادة كانت كما يلي :

الحسال :

$$\left(\frac{\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}+\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}+\frac{1}{1}}\right)=0$$

حيث س = ۲۰ ، س = ۲۰ ، س = ۸۰ س = ۲۰ ، ۲۰ = ۱۰

فإن :

$$\frac{1}{1+\frac{1}{1+}+\frac{1}{1+}+\frac{1}{10+\frac{1}{00}+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}+\frac{1}{10+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}}{10+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}+\frac{1}{10+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}+\frac{1}{10}}} = 6$$

اذا سارت سیارة (۱ کیلو متر) بسرعه ٦٠ کم / ساعه

الحسيل :

مثال (٢) :

$$\frac{\partial}{(\frac{1}{\sqrt{2}})}$$
 - δ · · ·

ثالثا الوسط التوافقي في حاله بيانات مبوبه

وهنا يراعى أخذ التكرارات المقابله لكل فئه فى الحسبان عند حساب الوسط التوافقى:

فإذا كانت مراكز الفئات لظاهره أو متغير ما مبويه في صورة جدول تكراري هي من ، س، ، س، ، س، ، س، مروالتكرارات المناظره لكل مركز هي ك، ، ك، ، ك، ، ك، وعلى الترتيب فإن .

أى

مشسال ۳ :

أوجد الرسط التوافقى لأطوال التلاميذ بالمثال رقم (٣) بالوسط الهندسى في المبحث السابق .

الحسيار:

		ڪ	ف
4	<u>.</u>		
1,1679	17A	٦.	_170
٠,٠٨٢١	14.6	11	_171
•,1•٧1	12.	10	_117
*,*AYY	187	17	_127
.,.110	Yaf	1	100_119
AAOT,		0.	المجموع

- 171 -

رابعاً : الوسط التوافقي المرجح :

إذا أخذت ظاهرة ما القيم (س, ، س, ، س, ، س, ، سن) ورغبتنا إيجاد الرسط التوافقي لها بعد ترجيحها بالأوزان (و,، و, ، و, ،، ورغبتنا إيجاد الرسط التوافقي في هذه الحاله لايختلف عن طريقة حسابه في حاله البيانات المبويه السابقه حيث أن الأوزان الترجيحيه هذا (و, ، و, ، و, ، ،، ، ون) تناظر تماما التكرارات (ك, ، ك, ، ك, ، ك, ، ك, ، ك, ، ك, عليه فإن :

$$\tilde{b} = \frac{e_1 + e_2 + e_3 + \dots + e_{\frac{1}{2}}}{e_1 + \frac{e_2}{4 \cdot y} + \frac{e_3}{4 \cdot y} + \dots + \frac{e_{\frac{1}{2}}}{4 \cdot y}}$$

أي أن :

$$\tilde{c} = \frac{\Delta c}{\Delta c}$$

$$\Delta c = \frac{1}{2}$$

$$\Delta c = \frac{1}{2}$$

مضال ٤ :

إذا قطع قطار المسافة من الاسكندية إلى دمنهور بسرعه ١٣٠ كيلو متر/ساعة ، ومن دمنهرر إلى طنطا بسرعة ١٠٠ كيلو متر / ساعة ، ومن طنطا إلى بنها بسرعة ٩٠ كيلو متر/ ساعة ومن بنها إلى القاهرة بسرعة ١٢٠ كيلو متر / ساعة، وكانت السافة من الاسكندية إلى دمنهور نسارى ١٠٠ كيلو متر

والمسافة من دمنهبور إلى طنطا تساوى ٥٠ كيلو متر والمسافة من طنطا إلى بنها تساوى ٥٠ كيلو متر والمسافة من بنها إلى القاهرة تساوى ٥٥ كيلو متر فاحسب الوسط التوافقي لسرعة القطار من الاسكندرية إلى القاهرة.

الحسل:

$$\frac{\Delta c_{i}}{\Delta c_{i}} = \frac{\Delta c_{i}}{\Delta c_{i}}$$

لایجاد مد (یے) ننشیٰ الجدول التالی

9	9	w
•,£710	٦٠	17.
•,•••		1
•,•••	10	4+
.,1047	00	34+
1,419A	٧١٠	المهدوع

 $^{\circ}$ ق (الوسط التوافقي المرجح) = $\frac{119}{1,9190}$ كيلو متر/ساعه

خامساً: خصائص الوسط التوافقي:

١ - الوسط التوافقي مقياس للقيمة مثل الوسط الحسابي وليس مقياس للموضع كما هو الحال في الوسيط والمنوال، وعليه فتدخل في حساب قيمته كل مغردات التوزيع بما فيها المغردات الشاذه أو المتطرفه ، لذا تؤثر جميع القيم في حساب قيمته لكنه لا يتأثر بالقيم الشاذه كما هو الحال في الوسط الحسابي .

٢ ـ يتعذر حساب قيمته اذا كانت إحدى مفردات المتغير (س) تساوى الصغر (في حاله بيانات غير مبويه) أو كان أحد مراكز الغذات يساوى الصغر (في حالة البيانات المبوية) .

٣- يفضل إستخدام الوسط الترافقي عن بلقى المتوسطات الأخرى فى حالات حساب متوسطات معدلات السرعه بالنسبه للزمن أو معدلات التغير فى الإنتاج ببعض المصانع والآلات أو متوسط الأسعار إذا أعطيت بدلاله وحدة النقود.

الوسط التوافقي دائما أصغر من الوسط الهندسي والوسط الهندسي دائما
 أصغر من الوسط الحسابي أي أن:

الوسط الحسابي > الوسط الهندسي > الوسط التوافقي

(*) سبق إثبات أن س > هـ عند دراسة الرسط الهندسي وعليه ينبغي إثبات أن هـ > ق .

فإذا كان لدينا المنظير (س) يأخذ القيمتين السوجبتين س، ، س، ، حيث س١ ≈ س٢ فإن س > هـ أى أن

وتأكيد لذلك أنظر حل المثال رقم (٧) فى الوسط الحسابى وهو نفسه المثال رقم (٣) بالوسط الهندسى ، وهو نفسه المثال رقم (٣) بالوسط التوافقى من هنا الفصل حيث كان متوسط الطول الثلميذ فى هذه العينة كما يلى على الترتيب:

> ش = ۱٤٠,۱۲ سم هـ = ۱۳۹,۹ سم

ق = ۱۳۹٫۳۵ سم

تمارين

 ١ ـ فيما يلى جدول تكرارى يوضح الأجرة الأسبوعيه لعدد من العمال بإحدى الورش .

الاجمالى	٧٠.٦٠	-0.	_ £ •	-4.	-4+	-1•	فثات الأجر
9.	10	40	۳۰	1.	A	٧	عدد العمال

والمطلسوب :

إبجاد

١ - الوسط الحسابي للأجر الأسبوعي بالورشه.

أولا: بالطريقة المباشرة .

ثانيا: طريقة الوسط الفرمني

ثالثا : طريقه الانحرافات المختصرة

٢ ـ سيط الأجر.

٣ ـ منال الأجر ، حسابيا ، وبيانيا

(۲) فيما يلى توزيع تكرارى لصناديق التأمين الخاصة على حسب فئات المال الإحتياطى في عامى ١٩٩٤/٩٣، ١٩٩٤/٩٣ في جم٠٠ . (القيمة بالملبون جنيه)

الاجمالي	rr	-1	-01	-1-	-1	أقل من ١	فله المال الإحتياطي (ف)
707	١	۲	۲	۳.	15.	174	عددالسناديق(٩٣/٩٢)گر
1.0	٣	٠	٥	40	140	144	عندالسناديق(٩٤/٩٢)ګ

المطلوب:

- ١ _ متوسط المال الإحتياطي لمجموعه الصناديق في كل عام .
- ٧ ـ لماذا اختلف هذا المتوسط عام ٩٣/٩٢ عنه في عام ١٩٩٤/٩٣ .
- (٣) الجدول التالى يمثل عينة عدد حالات الطلاق التى تمت بإحدى
 المدن في عام مصنفة طبقاً لمدة الحياة الزوجية بالسنين.

٥٠ -٣٠	_ 40	-1.	.0	<u>.</u> £	-٣	-4	٠١	أقل من سنه	مدة الحياة الزوجية بالسنين (ف)
٧	٣	٦	٩	١.	٧٠	٤٠	٣٠	٥٠	عدد حالات اللمللاق ك

المطلوب :

متوسد مدة الحياة الزرجية في المدينة المذكورة لهذه العينة كوسط حسابي، وسيط، ومنوال، حسابيا، وبيانياً.

(٤) فيما يلى توزيع تكرارى لمينه من العمال طبقا لعدد أيام البطاله خلال عام .

Yo_Y1	Y+_17	10_11	10.4	٧_٤	۳-۱	فئات عدد أيام البطاله (ف)
٧	1.	٨	10	40	٦٠	عدد السال (ك)

والمطلوب :

تقدير متوسط عدد أيام البطاله السنويه المامل الواحد في العينه السابقه . سواء أكان وسطا حسابيا أو وسيطا أو منوالا .

(٥) الجدول التالى لتوزيع تكرارى لعدد ٢٠٠ أسرة مورعه على حسب الأنفاق الشهرى على بند الغذاء للأسرة الواحدة بالجنيه .

المجموع	۸۰۰ فاکثر	-0-1	٠٣٠٠_	-4	-10•	-1	الدخل الشهرى بالجنيه
٦,,	٦.	45.	3	٨٠	٧٠	۰۰	عدد الأسر

والمطلوب:

- (أ) حساب المتوسط المناسب لإنفاق الأسرة على بند الغذاء للعينه السابقه.
 - (ب) إستنتج الوسط الحسابي لهذا الانفاق من التوزيع السابق.
- (٦) قارن بين الوسط الحسابي ، والوسيط ، والمنوال لتوزيع الإيرادات للمبيعات السنويه في صناعتين مختلفتين (أ) صناعه السجاد ، (ب) صناعه الحديد والصاب والموضحه بالجدول التالي :

0 1A Y•	(بالألف جنيه) ١٠ _ ١٥ _ ٢٠ _
14	_10
٧٠	
-	
1.	
4.7	_40
1	_0+
٦٠	~Y•
٤	-4.
٧	-1**
4	_10.
٣	_ ۲۰۰
1	0
770	الاجمالي
	7. £ Y Y

(٧) هيما يلى التوريع النسبى لكل من العمال والموظفين فى إحدى
 الشركات وفقا للأجر الشهرى بالجنيه .

7.	1 · · · - A · ·	-0	-4	-4	-10+	"1	فنات الأجر الشهرى
1	1.	10	۳٠	40	10	٥	نميه العمال ٪
1	٨	٤٥	40	10	٥	٧	تسبة الموظفين ٪

المطلوب :

(أ) حساب كل من الوسط العسابى ، ووسيط الأجر الشهرى لكل من العمال والموظفين .

(ب) إذا علمت أنه بالشركة ٥٠٠ عامل ، ٥٠ موظف إستنتاج الوسط الحسابي للأجر الشهرى تجميع العاملين بالشركة .

(A) احسب منوال الأجر للعمال، ومنوال الأجر للموظفين حسابيا، وبيانيا
 من الجدول السابق.

(٩) احسب مقياس النزعه المركزيه الذي تراه مناسبا التوزيع التكراري
 التالى ، ثم اذكر سبب إختيارك لهذا المقياس .

-1.	٠٣٠	_ 40	_Y•	أقل من ٢٠	ن
٠,١٥	Ť	٠,٣٥	٠,٢٠	٠,١٠	(ك) النسبى

(١٠) البيانات التاليه عباره عن كميه الأمطار بالمليمتر التي سقطت على مدينه بيروت خلال (٤٠ سنه) متتاليه :

Y7, Y+	Y9,Y+	79,17	40.45	44,50
YV. 1 .	44,41	44,44	10,01	45,9.
44,17	71,11	77,11	34,77	4.4.
44.40	17,10	72,77	٧٨,٠٠	70,77
٠٢,٨٢	۳٦,۸۰	40,40	45,	47,17
40.11	44,44	77.11	۲٦,٠٠	47,77
F,A	47,17	11,41	77,77	77,
۲۸,٤٠	*P,AY	17,47	71,99	40,00
		,		

المطلوب :

(أ) تبویب البیانات السابقه فی صمورة جدول تکراری منتظم طول فله (۲ ملیمتر) مبتدأ بالفله (۲۷ _) .

(ب) إحسب كل من الوسط الحسابى ، والوسيط ، والمنوال مع الحكم على شكل التوزيم .

(١١) إحسب الوسط الحسابي العام من البيانات التاليه .

$$10 = {}_{1}0$$

$$Y = {}_{1}0$$

(۱۲) إحسب كل من

 (أ) الوسط الحسابي (ب) الوسيط (ج) المنوال للتوزيم التكراري التمرين رقم (٢٧) في تمارين (١) السابقه.

(١٣) اذا علمت أن :

التكرار المعدل النصبي = التكرار المعدل ÷ مجموع التكرارات المعدله التكرار النسبي المعدل = التكرار النسبي ÷ طول الفئه

فأثبت أن :

المتوال المحسوب من التكرار المعدل النسبي يساوى المتوال المحسوب من التكرار النسبي المعدل .

(١٤) أوجد الوسط الهندسي للقيم التاليه :

Y. E. 9. V. 0. 1V. 1Y. 1E

(١٥) قارن بين الوسط الحسابى والوسط الهندسى والوسط التوافقى
 للترزيع التكراري التالي لعينه من عمال أحد المسانع:

070	-4.	- 40	-4.	-10	-11	_0	مدة التقيب بالايام
٨	17	10	٥٠	۳.	40	1.	عبد السال

(١٦) قطعت طائرة ١٠٠ ميل بسرعه ٢٥٠ ميل في الساعه ثم ٢٠٠ ميل التاليه بسرعه ٧٥٠ ميل في الساعه ثم ٣٠٠ ميل تاليه بسرعه ٨٠٠ ميل في الساعه ، إحسب متوسط سرعه الطائرة .

(١٧) لحسب الوسط الحسابي والوسط الهندسي والوسط التوافقي لا رقام من ١ إلى ٢٠ ثم تحقق من أن ص > هـ > ق .

(١٨) فيما يلى جدول تكرارى لحجم الودائع فى أحد البنوك (بالألف جنيه) لعينه من عملاء هذا البنك .

1	-\$**	_4	-1	-01	_4•	فئه الودائع
٥٠	1	100	٥٠	10.	٣٠٠	عدد العملاء

المطلوب

- (أ) الوسط الحسابي ، والوسيط ، والمنوال لهذا التوريع .
- (ب) إستخدام بيانات الرسط الحسابى والوسيط · · فى الحكم على شكل النوزيع .
 - (ج) الوسط الهندسي والوسط التوافقي لهذا التوزيع .

الفصيل الخيامس مقياييس التشبتت

Measures Of Disporsion

مقدمة عامة ،

فى الفصل السابق - المتوسطات - تم تلخيص بيانات الظاهرة موضوع الدراسة فى صورة رقم واحدد الوسط العصابى أو الوسيط المنوال ... الخد - لكن قيم المتوسطات السابقة لا تعطى صورة كاملة عن خصائص أو توزيع الظاهرة موضوع الدراسة ، ذلك أنها لا تكفى لاعطاء فكرة عن درجة التجانس أو الإختلاف - التباين - بين قيم هذه الظاهرة ، وللأمر السابق أهمية كبيرة خاصة إذا تطق الأمر بمقارفة مجموعتين أو أكثر من البيانات الإحصائية.

تعريف التشتت وأهميتة.

التشتت في مجموعة من القيم يقصد به التباعد بين مغرادت هذه المجموعه أو التفارت والإختلاف بينها ، وهذا التفارت أو التشتت قد يكون صغيراً إذا كانت قيم مغردات المجموعة قريبة من بعضها البعض، بينما يكون التشت كبيراً إذا كانت هذه القيم بعيدة عن بعضها البعض.

ونظراً لأنه من الدادر تساوى كل من أعمار مجموعة من الطلبة أو أوزانهم أو أطوالهم، كما أنه نادراً ما تتساوى تقديرات نجاح جميع الطلبة في أى سنة دراسية، لكن من الطبيعي أن يوجد لختلاف بين أعمار هؤلاء الطلبة أو أوزانهم أو أطوالهم، وهكذا بالنسبة لتقديرات نجاح الطلبة في سنة دراسية ما ٥٠٠ وهكذا الأمر في باقى الظواهر الأخرى.

لكل ما تقدم فإن القيمة التي نعديرها ممثله المجموعة من القيم -المترسطات - لأبد أن تكون مصحوبة بقيمة أخرى تقيّس اذا مدى تباعد هذه القيم أو قريها من بعضها أو المترسط لأنه إذا كبر مقياس التشتت إلى درجة كبيرة، فإن مقياس المتوسط يفقد أهميت كقيمة ممثله لمجموعة القيم والمكن صمديع إذا كان مقياس التشنت صغيراً ، فنزداد أهمية مقياس المتوسط كقيمة ممثله لمجموعة القيم (في البحث الإحصائي) .

لهذا فإن مقدار التشتت يعتبر مقياساً لقياس نجانس أو تشتت البيانات الاحصائية أو عدم تجانسها في ظاهرة ما .

والأمثلة التالية توضح لنا ما تقدم.

منسال (۱) :

ما يلى مجموعتين متساويتين من مقردات القيم عند ١ ومجموعاً (عند القيم في كل منها ٨ قيم ومجموعها ٨٠).

$$1 \cdot - \frac{A^{\bullet}}{A} - \frac{A^{\bullet}}{O} - \frac{A^{\bullet}}{O}$$

$$1 \cdot - \frac{A^{\bullet}}{A} - \frac{A^{\bullet}}{O} - \frac{A^{\bullet}}{O}$$

ونظراً لأن الوسط العسابي لهما ولمداً وهو القيمة (١٠) فكان يمكن النان بأن توزيمهما ولمد أيصناً ، لكن الواضح أن توزيع مغربات المجموعة (١) تغتلف عن توزيع مغربات المجموعة (٢) شاماً، أي أن هناك إختلاف أو تباين بين مغربات مجموعتي القيم برغم إشتراكهما في المتوسط، أو بمحلي آخر هناك عدم تجانس (تشقت) بين بيانات مغربات المجموعتين.

والسؤال الآن : ما هي المقاييس التي تقيس لنا مدى تشتت أو تباعد القيم أو بمعنى آخر مقاييس العثمت المختلفة.

مقاييس التشتت المختلفة ،

هناك مقاييس متعددة للاشتت ، منها مقاييس تكون من نفس نوعيه وحدات الظاهرة التي نقوم بدراستها ، يطلق عليها مقاييس النشتت السطق ، ومقاييس أخرى نسبية أي في صورة نسبة ملوية مختلفة عن وحدات الظاهرة موضوع القياس يطلق عليها مقاييس النشت النسبى، والأخيره تتميز بصلاحيتها للإستخدام عند المقارضة بين مجموعتين مختلفين من حيث وحدات القياس للظاهر ، وهو ما لا يمكن إجراؤه باستخدام مقاييس النشتت المطلقه لإختلاف نوعية وحدات القياس بينهما .

أولاً: مقاييس التشبتت الطباسق:

هذاك عدة مقاريس لمصائهة لقواس النشئت السلق تختلف فيما بينها من هيث الدقة، والسهرلة، والأسلس النظرى الذي بيني عليه كل مدها ومن أهمها:

(۱) المسدى : Range

ويعتبر من أسهل وأبسط مقابيس التشتت، وإن كان ليس أدقها وهو يمثل الغرق بين أكبر قيمة وأسمر قيمة بين مغردات الطاهرة موضوع الدراسة أي أن:

المدى لمجموعة من القيم - أكبر قيمة . أصغر قيمة (في نفس المجموعة)

مفـــــال (1) : في المثال رقم (٢) في الفصل الذائث الخاص بدوزيع أطوال ٥٠ تلميذاً باعدى الفصول الدراسية ، إحسب المدى لتوزيع أطوال التلاميذ في الفصل كمينة لأطوال التلاميذ في السنة الدراسية .

الحسيل :

حيث أطول تلميذ في المجموعة بيلغ طوله ١٥٤ سم ، وأصغر تلميذ في المجموعة بيلغ طوله ١٧٥ سم وعليه فـ إن :

المدى = ١٥٤ _ ١٢٥ = ٢٩ سم

 مدى الطول في العينة الأخيرة = ١٦٠ _ ١٢٠ = ٤٠ سم .

وعليه يمكننا القول بأن العينة الاولى للتلاميذ فى مثال (١) ألَّى تشتناً من العينة الثانية فى مثال (٢) لأن العدى فى الأولى بلغ ٢٩ سم راهدى فى الثانية بلغ ٤٠ سم.

وبمعنى آخر فإن العيدة الثانيه أقل تجانساً من العيدة الأولى ، أى أن أن أطوال التلاميذ في العيدة الأولى ، أكثر تقارياً ـ أو أقسل إختلافا ـ من العيدة الثانية .

مثـال (٣) أوجد المدى فى المثـال رقم (٢) بالفصل الثـالث والخـاص بالتوزيع التكراري لأطوال مجموعة التلاميذ .

الحسال :

حيث أن التوزيع التكراري لأطوال التلاميذ كان كما يلى:

المجموع	100_159	_127	-150	-171	-(10)	ن
۰۰	٦	14	10	11	7	- 4

فإن المدى في التوزيعات التكرارية هنا هو الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأخيره ، والحد الأدنى للفئة الأولى .

أي أن :

لمدى فى التوزيع التكرارى ~ المد الأعلى القنه الأخيره فى التوزيع ــ المد الأدنى اللغة الأولى فى التوزيع وفى مثالنا • ١٥٥ ــ ١٧٥ • ٣ سم .

مشال (٤) أما المدى لعدد أيام الغياب في المثال رقم (٣) في الفصل الثالث أيضا - ٣٠ - ٣٠ يوماً.

ويعيب المدى كمقياس التشتت المطلق ، عدم الدقة ، نظراً لإعدماده في

التياس على فيمتين فقط - أو حدين فقط - وهما أكبر وأصغر قيمة في مجموعة القيم أو الحد الأعلى المفشة الأخيرة والحد الأدنى للفشة الأولى في التوزيع التكراري ، وقد يكرن إحداهما أو كلاهما متطرفاً بينما القيم الأخرى متجمعة بالقرب من بصفها البعض.

لذلك عادة مايستخدم المدى عندما نرغب فى قياس تقريبى سريم لمدى تشتت المفردات درن الاهتمام بالدقة فى القياس أو حين يكرن المفردات المتطرفه أهمية خاصة، كتوزيعات درجات الحرارة على سبيل المثال ، حيث تعلن درجات الحرارة اليومية بأعلى درجه وأدنى درجه (العظمى والصغرى) خلال اليوم كما يشيع إستخدام المدى فى حالات ضبط مراقبة جودة الإنتاج .

(٢) نصف المدى الربيعي (الإنحراف الربيعي) Quarti Deviation

وهو مقياس آخر للتشتت المطلق ، ويمقتضاه نتلاشى العيب الموجود بالمدى المطلق السابق ، وذلك بالإعتماد على قيمتين آخرتين هما الربيع الأعلى والربيع الأدنى .

فنظراً لأن الربيع الأدنى (ر,) يقع فى نهاية الربع الأول (٢٥٪) من مجموعة القيم بعد ترتيبها تصاعدياً والربيع الأعلى (رع) يقع فى نهاية الربع الثالث أى فى نهاية (٧٥٪) منها كما يلى:



وبالطبع أى مقياس تشعت يأخذ فى الاعتبار المدى بينهما (ر _ _ ر)
سيمنمن عدم تأثره بالقيم المتطرفة ، أو الشاذة ، والتى عادة ما نقع فى بداية
القيم أو فى نهايتها ، وذلك بإستبعادنا كل من القيم التى تسبق الربيع الأننى
(ر) وبعد الربيع الأعلى (ر) ويذلك الإجراء نضمن عدم تأثره بعثل هذه القيم
المتطرفة ، حيث تنحصر القيم ذات الأهمية فى مجموعة القيم بينهما والذى
نطاق عليه المدى الربيعى أو الإنحراف الربيعى.

لكل مانقدم فإنه من المنطق والأقصال الإعتماد على منطقة المدى الربيعية، عدد حساب نصف المدى الربيعي والذي يفسر على أنه محدل إختلاف الربيع الأعلى أو الربيع الأدنى عن الوسيط في التوزيع التكراري وذلك لأن نصف المدى الربيعي (الانحراف الربيعي) .

$$\frac{1}{1}$$
 = $\frac{1}{1}$ = $\frac{1}{1}$ = $\frac{1}{1}$ = $\frac{1}{1}$ = $\frac{1}{1}$

مثال (٥) : أوجد نصف المدى الربيعي في العثال رقم (٣) السابق.

من المثال رقم (٩) في المبحث الثاني من الفصل الرابع السابق نجد أن: قيمة الربيع الأدنى (ر) = ١٣٤,٥٥ مم قيمة الربيع الأعلى (ر) = ١٤٥,٧٥ سم

نصف الدي الربيعي -____

وعليه فيإن :

مشال (٩) إحسب نصف المدى الربيعى في التوزيع التكراري التالى الأجر اليومى بالجنيه لعد ٢١٠ عاملاً بأحد المصانع .

المجموع	70.	٠٤٠	-4.	-1.	-0	فعة الأجر اليومي (ف)
۲۱۰	٤٠	٧٠	100	1.0	4.	عدد العمال (ك)

الحسيل

ملاحظات	ت م.ص	حدودالفتات	5	ن
	مبقر	أمّل من ٥	4.	_0
	٧٠	أقل من ١٠	۳.	_11
ت مص السابق	٥٠	أقل من ٢٠	1	-4.
◄ ٥٢٫٥ نرتيب ب				
ت . م . ص السابق	10+	أقل من ٤٠	4.	_1.
➤ ۱۵۷٫۵ ترتیبرم	14.	أقل من ۵۰	٤٠	10.
	41.	أقل من ٦٠		
			41.	المجموع

$$\frac{71^{\circ}}{\xi} - \frac{24}{\xi} - \frac{67^{\circ}}{\xi}$$
 $\frac{71^{\circ}}{\xi} - \frac{24^{\circ}}{\xi}$
 $\frac{71^{\circ}}{\xi} - \frac{71^{\circ}}{\xi}$
 $\frac{71^{\circ}}{\xi} - \frac{71^{\circ}}{\xi}$

. وعادة ما يستخدم نصف المدى الربيعي في الحالات التالية :

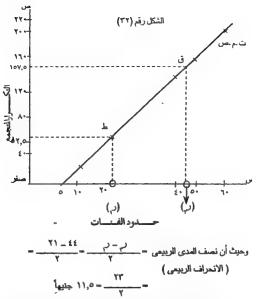
- ۲۲,۲۰ جنیها

- ١ _ عندما نستخدم الوسيط كمقياس امتوسط التوزيع التكراري .
 - ٢ _ أيضا عندما يكون التوزيع التكراري مفتوحاً .
- ٣ ـ وأيضاً عندما تكون هناك مفردات قليلة منطرفة في مجموعة القيم أو
 يكون التوزيع شديد الالتواء
 - ٤ ـ في حالات البيانات الوصفية القابلة الترتيب

مشال (٧) إحسب الانصراف الربيعي في المثال رقِم (٦) السابق باستغدام أسارب الرسم البياني :

الحسل :

يعد إعداد الجدول التكرارى المتجمع الصاعد ، وتحديد ترتيب كلا من (ر) ، (ر) فإننا من الرسم البياني الكالى ، نقدر قيمة الانحراف الربيعي كما في الشكل رقم (٣٣) التالى :



وبالطبع تترقف دقة حساب قيمه الانحراف الربيعي على الدقة في الرسم البياني ، تكل ماسبق يعتبر الإنحراف الربيعي أفضل من المدى المطلق كمقياس المشتت، ولكن نظراً لاعتمادهما المدى، والانحراف الربيعي - على مفردتين فقط عند حساب قيمتهما ، وإهمال باقي مفردات الظاهرة موضوع القياس فيعتبرا مقياسين غير جيدين لقياس التشتت، لهذا يعتبرا من مقاييس التشتت غير شائمة الاستخدم، كما يعيب الإنحراف الربيعي أنه يعتمد على مقياس موضع ،

لذا يعتبر صورة من صور المدى ، كما أنه يهمل ٥٠٪ من بيانات الظاهرة موضوع الدراسة ، لذا كان لابد من البحث عن مقاييس أخرى للتشتت المطلق يفكر وأساس مختلف عما سبق.

Mean Deviation : ٣ _ الإنحــراف المتوسط

كلا من المدى المطلق ونصف المدى الربيعى ، قاما على فكرة قباس تشتت مجموعة قيم الظاهرة عن بعضها البعض ، وبمعنى آخر مدى الإختلاف بين القيم المختلفة ألفوردات الظاهرة موضوع الدراسة ، لكن عند دراستنا لموضوع المتوسطات إتفقنا على أنه من الممكن تلخيص مجموعة من القيم لنظاهرة ما في رقم واحد هو المتوسط الوسط الحسابي ، الوسيط ، المنوال ومن ثم فإن الإنحراف المتوسط سيعتمد على قياس التشتت بين قيم مفردات الظاهرة عن متوسطها وليس عن بعضها البعض كما هو الحال في المقاييس السابقة التشتت ، على أنه من المفصل إستخدام انحراف القيم عن وسطها الحسابي (م) دون باقي المتوسطات .

وماسبق يعنى حساب الغرق بين كل قيمة من قيم الظاهرة (ω) والوسط الحسابى لمجموعة القيم ($\overline{\omega}$)، ومما لأشك فيه أن التشنت حول هذه القيمة ($\overline{\omega}$) يكون كبيراً أو صغيراً حسب ما تكون عليه هذه الغروق كبيرة أو صغيرة في مجموعها.

^(*) المحمث الأول: القصل الرابع

والتخلص من المشكلة السابقة عند حساب الانحراف المتوسط وحتى يكون له قيمة ومعنى ، فإننا سنهتم بالقيم المطلقة للانحرافات $| \quad \dots \quad \overline{w} \mid >$ وبالتالى مجموع إنحرافات القيم المطلقة عن وسطها الحسابى أى مجم $| \quad \dots \quad \overline{w} \mid >$ وهذا يعنى تجريد هذه الاتحرافات من إشاراتها الجبرية السائبة وذلك بإهمال مثل هذه الإشارات السائبة $^{(a)}$ ونتصور أن كل الانحرافات مرجبة .

وللحصول على الانحراف المتوسط فإننا نقسم مجموع هذه الغروق بعد المالية (مجد | س – س |) على عدد القيم أسيسطى لنا قيمة الانحراف المتوسط . "

(أ) الانحراف المتوسط لقيم كميسة غير مبوبة :

مشال (A) أوجد الانصراف المتوسط لدرجات عيشة مكونة من ١ ملاب في مادة الوبامنيات التالية :

الحسيل:

حيث بن تمثل القيم ، س تمثل الوسط الحسابي لمجموعة هذه القيم ، ن عدد مغردات هذه القيم .

^(*) سبب أممال إشارة الاثمرافات الساقية ، مو أننا ننظر إلى الإنصراف بإعنباره مجرد فرق بين القيمة والمتوسط بصرف النظر عن كون هذا الغزق بالقصل، أو بالزيادة ، لأن التشت الذي نزيد قياسه لايموز بين القصر، والزيادة عن العوسط بل يهتر بعندار البعد عنه .

أى أن النشئت حول الوسط الحسابي بيلغ ٢٢,٥ درجه .

(ب) الانحراف المتوسط للقيم الكميسة المبوبة (التوزيعات التكرارية)

لإيجاد الانحراف المترسط من بيانات مبوبة نتبع الخطوات التالية:

 (\overline{u}) ايجاد الرسط الحسابى (

٢ ـ حساب الانحرافات المطلقة |ح| وهي تساوي | س ـ س | حيث الميان
 س مراكز الفغات

٣ ـ منرب تكرار كل فقة في إنحرافها المطلق المناظر أي: | س ـ س | ك
 ٤ ـ جمع حاصل مندرب كل فقة في انحرافها المطلق المناظر أي
 مج(| س ـ س | ك).

مثال (٩): أوجد الإنصراف المتوسط لأجر العامل بالجنيه من التوزيم التكارئ التالى:

المجمدوع	٦٠_٥٠	٠٤٠	_4•	-1-	_0	فلة الاجــر (ف)
۲۱۰	٤٠	٧٠	1	4.	٧٠	عدد العمال (ك)

الحبسان

اس-تآك ایاح[ك	اں۔ترا اح	س ك	مواكز الفنات س	4	ف
£AA	Y£,£	100	٧,٥	٧٠	_0
٥٠٧	17,5	٤٥٠	10	۳۰	_1.
19.	1,1	4	٣٠	1	-4.
777	17,1	9	٤٥	٧٠	_£+
972	77,1	44	00	٤٠	20-01
7771		17**		41.	المجموع

$$\vec{v} = \frac{\Delta + v}{\Delta + v} = \frac{1700}{100} = 19,79 = 10$$

Wixelia Batend = $\frac{1}{\Delta + v}$ $\Delta = \frac{1}{\Delta + v}$

لكن نظراً لصعوبة إجراء حسابات هذا المقياس من ناحيه ، ولاهماله الإشارات الغروق السائبة - وهي عملية غير منطقية - من ناحية أخرى، جعلاه (أى الإنحراف المتوسط) مقياس نشئت غير شائع الإستخدام بين الإحصائين.

(\$) الإنحىراف المياري Standard Deviation

وهو من أهم وأشهر مقاييس التشنت المطلق على الإطلاق ، ويعتمد في قياسه أيضاً على مدى تباعد أو نقارب قيم مفردات الظاهرة موضوع القياس عن وسطها الحسابي ، كما هو الحال في الانحراف المتوسط ، لكن إذا كان الانحراف المتوسط قام على فكرة إهمال الإشارات السائبة للفروق بين القيم ووسطها الحسابي ، فإن الانحراف المعياري يقوم على فكرة أخرى وهي تربيع هذه الفروق (*) ، وذلك كإجراء القضاء على تلاشى مجموع الفروق بين القيم ووسطها الحسابي – وبالطبع إجراء عملية تربيع الفروق ، أكثر منطقية من إهمال الإشارات السائبة لهذه الفروق في الانحراف المتوسط.

بعد إجراء عملية التربيع السابقة الهذه الغرق ، فبقسمة مجموع مربعات هذه الغروق على عددها ينتج لنا مقياس يطلق عليه التباين (Variance) (ويرمز له بالزمز ع اذا كان التوزيع لمجتمع إحصائي) أي أن التباين عبارة عن متوسط مجموع مربع إنحرافات القيم عن وسطها الحسابي (ويكون تعييز التباين وحدة قياس مربعة للظاهرة موضوع الدراسة) أي أن :

 ^(*) إجراء عملية الدربيع لأى قيمة سالبة تدولها إلى قيمة موجبة ، وهكذا تكون الفروق السائبه بعد لجراء عملية الدربيع موجه .

لكن بأخذ الجذر التربيعي للتباين ينتج لنا الانصراف المساري (ويكون تمييزه بوحدة فياس من نفس نوعية البيانات الأصلية للظاهرة موضوع النراسة).

رعليه فإنه يمكن تعريف الإنصراف المعارى (ع أو م) بأنه:

و الجذر التربيعي امتوسط مجموع مريعات إنحرافات القيم عن وسطها

العسابى أى أن : _

(لمفردات عيسه إحصائيسة)

'ε \ = . ε 'σ \= σ_y

(للفردات مجتمع إحصائي)

أولاً: الإنحراف المعياري أبيانات كمية غير مبوية.

خطوات إيجاد الانحسراف المعيارى:

١ _ حساب الوسط الحسابي (سَ) لمجموعة القيم

٢ _ حساب انحراف القيم المختلفة عن وسطها الحسابي (س _ تن) أي ح

" - ترييع الانحرافات السابقة ($w - \overline{w}$) أو σ' ثم ايجاد مجموعها أى مب $- \overline{w}$ و وقسمتها على (w) إلى عدد مفرداتِ القيم ينتج لنا متوسط مجموع مريمات الفروق:

 ٤ .. بأخذ الجذر التربيعي امتوسط مجموع مريعات الفروق ، ينتج انا الانحراف المعارى المطلوب :

مثــــال (۱۰) أوجد الإنصراف المعياري للمجموعة رقم (۲) بالمثال رقم (۱) في بداية هذا القصل .

$$(7)$$
 مجہ $(m-i\bar{G})^{7}: 11+77+77+9+3+0$ مجہ $(m-i\bar{G})^{7}$

$$(3) \quad 3 = \frac{1}{\sqrt{3}} = \frac{1}{\sqrt{3}} = \frac{1}{\sqrt{3}} = 0.7, post$$

الطريقة الثانية:

$$("\bar{u} + \bar{u}")$$
 = $\Lambda = ("\bar{u}" - Y")$ $\Lambda = ("\bar{u}" + \bar{u}")$

ويكون :

ومما لاشك فيه أن حساب التباين (ع) أو الانحراف المعيارى: (ع) بالطريقة الثانية تكون أكثر ملاممة من حيث العمليات الحسابية ، ويتصنح ماتقدم من حل المثال الذالي :

1775 -

...
$$3 - \sqrt{3^7} - \sqrt{91,70}$$

$$(3 - \sqrt{\frac{\Delta + u'}{\dot{U}}} - (\frac{\Delta + u}{\dot{U}})^{2})$$

$$= \sqrt{\frac{\Lambda^{2}}{\Lambda}} - (\frac{\Lambda^{2}}{\Lambda})^{2}$$

$$= \sqrt{109,70} - (109,70)$$

~~v,v = 09,70V =

ثانيا : الإتحراف المهارى لبيانات مبوبة (توزيعات تكرارية): مشال (۲) أوجد الإنحراف المعيارى للتوزيع التكرارى التالى :

المجمدوع	100_189	731.	-177	-171	_170	فقة الطول (ف)
٥٠	٦	14	10	11	٦	عدد التلاميذ (التكرار) ك

الحسيل :

الطريقة الأولسى:

(اس - ش ک ^ا له	ع ⁷ (س _ س) ۲	ح:(س_ش)	س ك	مواكنز القصات س	£	ن
M1,571	167,496	17,17_	YW	1YA	٦	_170
£11,44£	TV,£0£	7,17_	1275	17%	11	_177
٠,٢١٠	٠,٠١٤	-,11_	41	15.	10	-177
£1£,AAA	TE,0VE	۰,۸۸	1404	12%	14	_157
3 • 4,534	111,181	11,44	417	701	7	100_111
1000,17.		17,71+ 14,71_ •,1•	77		۵۰	المجموع

(1)
$$\vec{v} = \frac{\alpha + v \cdot b}{\alpha + b} = \frac{7 \cdot 7}{0}$$

$$\frac{\alpha + b}{\alpha + (v - \vec{v})^{7}b} = \frac{77,0007}{0}$$

$$= 11,10 \text{ and } 7$$

$$= \sqrt{7}$$

$$= \sqrt{11,10} = \sqrt{7}$$

$$\frac{77,0007}{0} = \sqrt{17,0007}$$

$$= \sqrt{11,10} = \sqrt{11,10}$$

الطريقة الثانية : (تكون أكثر ملاءة من حيث تسهيل العمليات الحسابية).

٧, ١٤٨ -

وهذاك أكثر من أسلوب لايجاد الانحراف المحياري

1 - الأصلوب المباشر (بامتخدام البيسانات الحسام):

وتتخلص خطوات الاسلوب المباشر فيما يلي :

١ - حساب مراكز الغفات (س) في التوزيع التكراري .

٢ - ضرب كل تكرار (ك) في مركز كل فئة مناظر (س) للحصول على
 (س ك) ويجمع العمود (س ك) نحصل على (مج. س ك)

" ـ صنرب كل رقم فى عمود (س ك) فى الرقم المناظر له من العمود (س) مرة أخرى لنحصل على العمود (س ك ك) وبجمع عناصر ذلك العمود نحصل على (مج س ك ك) .

٤ ـ نطبق الصيغة التالية للحصول على الانحراف المعياري بالاسلوب

منال (۱۳) أوجد الإندراف المعياري في المثال رقم (۱۲) السابق بالأسلوب المباشر:

الحسال :

س*ك	س ك	ص	A	ن
3.77.5	YW	NYA	٦	_110
197017	1575	182	11	_171
798	41	12.	10	_1177
70007	1404	127	٧.	_127
147148	111	101	٦	100_161
1/1977	7		٥٠	قبمــرع

- VYV,3AFF _ 17,77FF

- ٧,١٥ سم

٣ ـ. أسلوب الوسط الفرضي

من المقمنل لتسهيل العمليات العسابية إستخدام وسط فرضى بدلاً من إستخدام الوسط العسابى العقيقى، كما فى الطريقة المباشرة السابقة ، حيث لا يتأثر الانحراف المعيارى - وباقى مقاييس التشتت الأخرى - لتوزيع تكرارى معين بالتحويل الناتج عن عمليات الجمع أوالطرح ، أى أن إضافة إى قيمة ثابتة أو طرحها من القيم لن تؤشر على قيمة الفروق بين هذه القيم ، ومن ثم لا تؤثر على قيمة مقياس التشتت الأصلى - الانحراف المعيارى هدا :

وتتلخص خطوات أسلوب الوسط الغرضي فيمايلي :

- ١ حساب مراكز الفئات (س) في التوزيع التكراري .
- ٧ إختيار أحد مراكز الفئات كوسط فرضى (أ) ويفعنل المركز الذي يقع أمام أكبر تكرار
- 7 حساب الغرق بين مركز كل فئة (س) والوسط الغرضى المختار (أ) أى (س ـ أ) وسنرمز له بالزمز (ح) .
- 4 منرب الإنصراف (ح) لكل فلة في بكرار نفس الفلة نحصل على (حك) ويجمع عناصر العمود (حك) .
- م بضرب (ح ك) لكل فئة في الانصراف لنض الفئة (ح) نحصل على (ح ك) وبجمع عناصر العمود (ح ك) نحصل على مجرح ك) .
- لا نطبق الصيغة التالية للحصول على الانحراف المعياري بأسلوب الوسط الفرضى .

مشــــال (١٤) : أوجد الانحراف المعيارى في المثال رقم (١٣) السابق بأسلوب الوسط الفرضي :

ح*ك	ح ك	(س=۱)	مي	లి	ن
A9E	VY_	14	144	٦	_170
441	77_	7	188	١١	_171
منتر	سقر	سنز	120	10	_177
7773	YY+	٦+	127	Y	_127
ARE	YY +	17+	104	٦	100_151
7007	188+ 18A_ 1+		161	٥٠	المجموع

= ٧,١٥ سم (وهي نفس النتيجه بالأسلوب المباشر)

٣ _ أسلوب الاتحرافيات اغتصرة :

من المفضل لتسهيل للعمليات الحسابية ... في التوزيعات التكرارية -إستخدام أسلوب الانحرافات المختصرة ، حيث تختلف عمليات الضرب أو القسمة عن عمليات الجمم أو الطرح في التأثير على مقاييس التشتت ومنها الانحراف المعيارى - ذلك أن ضرب الفروق أو قسمتها على رقم ثابت (ث) سيؤثر على قيمة هذه الفروق ، وعليه فإنه اذا كان لدينا إنحراف (ح) وضريناه في (أ-) فإنه سينتج لنا فروق جديدة نطلق عليها الفروق المختصرة (أو المحدلة) ونرمز لها بالرمز م أى أن م حكام، وعليه فإنه تتحلص خطوات الحصول على الانحراف المعيارى بأسلوب الانحرافات المختصرة فيمايلى :

(٣ ، ٢ ، ١) نفس الخطوات في أساوب الوسط الفرضي (السابق) .

٤ - بقسمة الانحراف ح على مقدار ثابت (ث) نحصل على الإنحراف المختصر (ع) .

٥ ـ بضرب (ح) بكل فلة فى تكرار نفس الفلة نحصل على (ح ك) . وبجمع عناصر العمود (ح ك) نحصل على مجرع ك) .

٦ - بمنرب (ع ك) لكل فئة فى الإنصراف المكتمنر (ع) نحصل على رغ ك) بجمع عناصر العمود (ع ك) نحصل على مجـ(ع ك) .

لا ـ نطبق الصيغة التالية ، المحصول على الإنصراف المعياري بأسلوب
 الانحراقات المختصرة .

حيث (ن) طول الغدات في التكرار المنتظم أوث المقدار الذي يقبل الانصرافات (ح) القسمة عليه بدون باق .

مشال (10) أوجد الانصراف المعياري في المثال رقم (17) السابق بأسلوب الانصرافات المختصرة:

الحسيان:

عَ [*] ك	ځك	ځ= ک	ζ	س	의	ف
7 £	14_	٧_	14_	144	٦	_170
11	11-	١_ ا	٦_	182	11	_171
مسفر	مستر	صفر	مسقر	120	10	_127
14	17+	1+	٦+	127	۱۲	_127
37	17+	4+	17+	101	٦	100_169
۷۱	Y£+ YF_)+	ل=r		121	۰۰	المجموع

- ٧,١٥ سم (نفس النتيجه بالأسلوبين المباشرة والوسط الفرضي)

خصائص الانحسراف الميسارى:

١ ــ لا يتأثر الانحراف المعياري ــ وباقى مقاييس التشتت ــ لتوزيع معين بالعمليات الجبرية الناتجه عن عمليات الجمع والطرح بعكس مقاييس النزعة المركزية أى أن جمع أو طـرح قيمة معينة الى أو من القيم الأصلية للوزيع، أن تؤثر على قيمة الغرق بين هذه اللهم، وبالثالى أن تؤثر على قيمة تشتت التوزيع. بيذما يختلف الأمر في حالة المنزب والقسمة فإن التشتت للترزيع الإصلى يساوى التشتت للترزيع الجديد × في نفس القيمة الممنزوب فيها في جميع مقايين التشتت ما عدا التباين فإنه يصرب في مربع هذه القيمة.

٧ ـ يؤخذ فى الاعتبار عند قياسه جميع مغربات التوزيع، ولكنه يعطى وزنا للمفردات المتطرفة بعكس نصف المدى الربيعى، من هنا كان من الافصل استخدام نصف المدى الربيعى كمقياس التشتت في حلة التوزيعات شديدة الالتواه.

٣ ـ إن تمييز وحدات الانحراف المعارى تكون من نفس تمييز وحدات المتغير الأصلى، لذا لايمكن إستخدامه كأساس للمقارنة بين تشتت توزيعين ذات وحدات قياس مختلفة ، كالأجور والانتاج مثلاً ، فوحدة الأولى جنيه ووحدة الثانية مترا أو للرا أو كجم أو كياو متر أو وحدة سامة من نوع ما ...

٤ ـ نظراً لانه يتأثر بالوسط الحسابي المجموعة مفردات الدراسة، اذا لايمكن استخدامه المقارنة توزيعين من نفس النوعية لكن وسطها الحسابي مختلف ولنف السبب لايستخدم في حالة التوزيعات التكرارية المفتوحة .

 م يفضل إستخدامه حين لا يكون قياس النشتت الظاهرة هو نهاية التحليل الاحصائى، بل أنه بداية اصليات إحصائية أخرى أكثر أهمية ، ونعنى بذلك الإستنتاج الإحصائى بشقيه التقديرات الإحصائية والإختيارات الاحسائية .

٣ ـ نظراً لأنه يدخل فى تركيب محادلة التوزيع المعتدل المعيارى ، اذا يستخدم على نطاق واسع الغاية فى نظرية التقديرات ، وفى الإختيارات الإحصائية ، كما أن هذاك توزيعات إحتمالية أخرى لها أهميتها مثل توزيعات إحتمالية أخرى لها أهميتها مثل توزيعات الى المدين ، وتوزيع بواسون والتى يمكن تحويل متغيرات هذه التوزيعات الى التوزيع المعتدل المعيارى والأخير بالغ الأهمية أيضاً فى حالات الاستنتاج الاحصائى .

٧ ــ ومع كل ما تقدم يعتبر الانحسراف المعيارى أفضل تقدير كمقياس التشتت الأخرى؛ للتفتت العينات وينات المعيارة العينات وينات المعيارة المعينات الم

علاقات هامة بين الانحراف المتوسط ، والانحراف الربيعي ، والانحراف المعياري في التوزيعات التكرارية شبه المتماثله (القريبة من الإعتدال) :

أد لا الانحراف الترسط = ، ، الانحراف المعداد ،

اولاً : الانحراف المتوسط =
$$\frac{2}{0}$$
 الانحراف المعيارى أي أن وم وم = $\frac{2}{0}$ $\sigma(le 3)$ ثانياً : الانحراف الربيعي = $\frac{7}{4}$ الانحراف المعياري أي أن وم و = $\frac{7}{4}$ $\sigma(le 3)$

وتدرتب هذه العلاقات على خاصية الترزيع المعتدل حيث الانحراف المتوسط = (٢٩٧٧٩) من الانحراف المدياري ، كما يكون الانحراف الربيعي (٢٤٥٠) من الإنحراف المعاري . (٢٤٥٠) من الإنحراف المعاري .

ثانيا ، مقاييس التشتت النسبي

Measures of Relative Disporsion

إذا أردنا من دراستنا للانحراف المعيارى - أو أى مقواس آخر للتشتت المطلق - مقارنة تشتت مجموعتين أو أكثر من الظواهر مختلفة فى وحدات القياس، حيث سبق أن تبين لذا إن أى مقياس من مقاييس التشتت المطلق السابقة يعبر عنه بالوحدات الأصلية للمتغير أو للظاهرة التى نقيسها، وعليه لا يمكن مقارنة إنحراف معيارى للأجور وليكن ٦ جنيهات، بانحراف معيارى لوقت الإنتاج وليكن ٦ دقائق ، ذلك أن عملية المقارنة السابقة لتشتت الظاهرتين تكون مسحيلة لأختلاف وحدات القياس فيهما، فليس من المعقول مقارنة الجنبهات بالذفائق.

وأيصناً استخدام التشتت المطلق كأساس للمقارنة قد يكون خاطئاً عند مقارنة ظاهرنين لهما نفس وحدات القياس، لكن هناك إختلاف بين كل من وسطهما الحسابي وانحرافها المعياري.

فمشلاً : إذا كمان هناك عيدتين من العمال في أحد المصانع وهما العينـة (أ) والعينة (ب) وكانت بياناته كما يلي :

العينة (أ) العينة (ب) آن (للأجر الشهرى) ۲۵۰۰ ۲۵۰۰

ع (الأندراف المعياري للأجر الشهري) ١٠٠ ه. فإن مقارنة (ع) لاجور العيندين يدعونا لأول وهلة للإعتقاد بأن تشتت الأجور في العينية (أ) ١٠٠ جنيه أكبر من تشتت الأجور في العينة (ب) - ٨٠ جنيه ولكن هذا الاعتقاد خاطأ ويرجم ذلك لإختلاف الوسط العسابي بالعينين.

ولكن أو إستبدلنا وحدات القياس - وحدات التمييز - بأعداد مجردة من التمييز؛ أى لبس لها تمييز محدد من ناحبة ، أو في حالة اختلاف الأوساط الحسابية لظاهرة وإحدة من ناحية أخرى، فإن المقارنة تكون متاحة وصحيحة بين الظراهر المختلفة فيماً لو إستخدمنا مقاييس التشتت نسبية، تعرف بمعاملات الاختلاف، ونحصل عليها بقسمة مقياس للتشتت المطلق على مقياس للنزعة المركزية وضرب خارج القسمة في (۱۰۰) أي أن :

وسنتعرض فيما يلى لنوعين من معاملات الإختلاف :

(١) معامل الإخسالاف المعارى: Coefficient of Variation

ه ويُعرف على أنه الانصراف المعيارى معبراً عنه كنسبة ملوية من الوسط الحسابى ، وبالطبع كلما كبر معامل الإختالاف كلما دل ذلك على قوة التشتت بين مفردات توزيع الظاهرة في حين إذا صغر معامل الإختالاف كلما دل ذلك على ضعف التشتت بين مفردات توزيع الظاهرة .

مشال (١٦) قارن بين النشت في كل من التوزيعين التكرارين التاليين:

أولهما :

المجمسوع	Y0_70	_00	_10	-40	_ 40	_10	_0	فئة الأجر
0.	۲	٤	٨	12	1.	٧	٥	عدد الصال

ثانيهما :

المجموع	١٠٠٨٠	_1.	_£+	-4.		درجة النجاح
٥٠	۲	17	٧	٩	10	عددالطابة

الحسل : نظراً الإختلاف وحدات القياس في الظاهرتين ، وحتى يمكن
 المقارنة بين التوزيعن لابد من استخدام معامل الاختـلاف المعياري كمايلي :

التسوزيم التكراري للظاهرة الأولى:

ح'ك	ح ك	ζ.	می	ڬ	ڧ
10	10	۳۰_	١٠	٥	_0
44	14	٧٠_	٧٠	٧	_10
1	1	۱۰_	٣٠_	- 3*	_ 40
منقز	منقر	صفر	٤٠	-18	-40
۸۰۰	4٠+	1++	٥٠	٨	_10
17	۸۰+	۲۰+	٦٠	٤	_00
14	7++	۳۰+	٧٠	۲	0/_0V
140	77·+ 1V·-		٤٠=أ	۰۰	المجموع

التوزيع التكراري للظاهرة الثانية :

ح ً ك	حك	۲	می	4	ن
o £	1	٦٠_	1+	10	
18800	L.J	٤٠	٣٠	٩	-4.
44	15	۲۰_	٥٠	٧ .	٤٠
مسقر	منثر	مستر	٧٠	17	_1.
۸۰۰	£++	4.+	4+	۲	14.
٧٧٠٠٠	15 15		vi	٥٠	المجموع

وعليه فإن الظاهرة الثانية - درجات النجاح- أكثر تشتناً من الظاهرة الأولى (٢١,٨ ٪) الأولى (٢١,٨ ٪) . الأولى - الأجر بالجنية - وذلك لأن معامل الاختلاف في الأولى (٢١,٨ ٪) . أكبر من معامل الإختلاف للظاهرة الثانية (٢٢.٢ ٪) . مثال (١٧) للمقارضة الدقيقة بين الجنين (أ) ، (ب) ، التاليتين :

نظراً لأن رحدات قولس العينتين واحدة (جنيه) ، ولكن هناك إختلاف بين الرسط المسابى للأجر الشهرى بين العينتين ، فإن المقارنة بين تشتت الأجر على أساس الانحراف المعياري المطلق ان تكون دقيقة .

فلو أخذ بالتشتت المطلق كأساس للمقاربة:

نجد أن تشتت الأجر في العينة (أ) أكبر من تشتت الأجر في العينة (ب) لكن لو حسينا معامل الاختـالاف المعياري العينتين نجد أن:

$$(7)$$
 للعينة (أ) $=\frac{3}{\overline{w_{ij}}} + \cdots + \frac{1 \cdot \cdots}{100} + \cdots + \cdots$

$$\chi_{0}^{\prime} = 1 \cdot \cdot \times \frac{V_{0}}{10 \cdot \cdot \cdot} = 1 \cdot \cdot \times \frac{V_{0}}{100} = (-1) \frac{1}{100} \left(\frac{V_{0}}{V_{0}}\right)$$

وتطبيقاً لمقياس النشت النسبى في العينتينُ أن النشت للأُجر في العينة ((ب) ٥,٣ ٪ أكبر من تشتت الأُجر في العينة (أ) ٤ ٪ وهو أعكس النتيجة في حالة المقارضة على أساس النشت المطلق.

ويعيب المقياس النسبي السابق التشت (معامل الاختلاف المعياري) مايلي :

(أ) لايمكن إيجاد معامل الاختلاف المعيارى الثوزيعات التكرارية المغنوحة ، يسبب عدم الوصول إلى عنصرى قياس هذا المعامل وهما ش، ع .

(ب) لايمكن ايجاد معامل الاختلاف المعياري من الرسم البياني .

(Quartile Coefficient Variation) معامل الأختلاف الربيعي

وسنرمز له بالرمر (مر) وعادة ما يستخدم في حالة الجداول التكراوية المفتوحة أوعد استخدام أسلوب الرسم البياني، (لتلافي عيوب معامل الاختلاف المحياري):

معامل الاختسلاف الربيعي.

ملاحظات	ت.م.ص	حدودالقثات	A	ن
	صفر	أقل من ١٢٥	٦	- 170
17,0 -	٦	أقل من ١٣١	11	- 17"1
11,5	17	أقل من ١٣٧	10	- 177
TY,0 <	77	أقل من ١٤٣	17	- 127
11,7	٤٤	أقل من ١٤٩	٦	100-119
	٥٠	لْقُلِ من ١٥٥		
			٥٠	المجموع
1				

$$17,0 = \frac{0.}{2} = \frac{0.}{2} = \frac{0.7}{2}$$
 $17,0 = \frac{0.}{2} = \frac{0.7}{2} = \frac{0.7}{2}$
 $17 = 177 + 177 = 0.277$
 $17 = 177 + 177 = 0.277$
 $17 = 177 + 177 = 0.277$
 $17 = 177 + 177 = 0.277$
 $17 = 177 + 177 = 0.277$
 $17 = 177 = 0.277 = 0.277$
 $17 = 177 = 0.277 = 0.277$
 $177 = 177 = 0.277 = 0.277$
 $177 = 177 = 0.277 = 0.277$
 $177 = 177 = 0.277$

- 117 -

$$\chi_{\xi} = 1 \cdot \cdot \times \frac{11, 10}{100} =$$

مثال (١٩) فيما يلى توزيع تكرارى لأجور عدد ٢٢٠ عاملا في الأسبوع بالجنيه في إحدى المصانم الخاصة :

١٥٠فأكثر	-4+	-4.	-0.	-40	-40	-10	أقل من ١٥	Ü
10	۲۸	44	٤٢	۳۸	79	77	1.	ڪ

والمطلوب حساب معامل الإختلاف المناسب للأجور في ذلك المصنع

الحسل :

حيث أن الجدول التكرارى مفتوح الطرفين ، لذا فإننا سنعتمد على معامل الإختلاف الربيعي في حل هذا المثال :

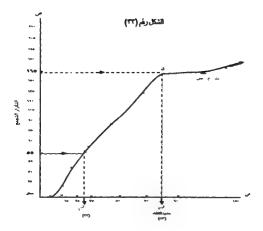
ت،م،مس	حدود الغثات	ئ ا	نب
			20. 15
مسقو	اقل من الحد الادنى	1.	أقل من ١٥
1.	أقل من ١٥	**	- 10
77	أقل من ٢٥	79	- 40
7.1	أقل من ٣٥	۳۸	- 40
99	أَفَل من ٥٠	2.4	-00
151	أقل من٧٠	4.1	- Y*
177	أقل من ٩٠	YA.	- 4+
7+0	أقل من ١٥٠	10	١٥٠ فأكثر
77-	أقل من الحد الأعلى		
		44.	المجموع
	10 17 77 11 18 181 197 700	اقل من العد الأدنى مسفر اقل من ١٥ اقل من ٢٥ اقل من ٣٥ اقل من ٥٠ اقل من ٥٠ اقل من ٩٠ اقل من ٩٠ اقل من ٩٠	۱۰ أقل من الحد الأدنى صفر ۲۲ أقل من ۱۵ ۱ ۱ ۲۹ أقل من ۱۵ ۲۳ ۲۹ أقل من ۲۵ ۲۰ ۲۸ أقل من ۳۵ ۱۲ ۲۵ أقل من ۳۵ ۱۱ ۱۲ ۲۸ أقل من ۹۰ ۱۲ ۱۷۱ الم ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰ ۱۵۰

$$\frac{4 - 4 - 4 - 4}{2}$$
 $\frac{4 - 4 - 4}{2}$
 $\frac{4 - 4 - 4}{2}$

χεΨ,ε =

كما يلاحظ أن معامل الإختلاف الربيعى يمكن إيجاده بإستخدام أسلوب الرسم البياني:

مثال (٢٠) حل المثال رقم (١٩) السابق بإستخدام أسلوب الرسم البياني.



منحنى لورنز

Lorenz Curve*

يعتبر وسيله ببانيه تظهر مدى النشتت (أو الإختلاف) فى توزيع إحدى الظراهر لمجتمعين أو عينتين مختلفتين لأحدهما خاصيه الأمثليه فى التوزيع ، ويشيع إستخدام منحنى لوريز فى إظهار مدى العداله ، والمساواة فى توزيع الظواهر الإقتصاديه وخاصة ظاهرة توزيع الدخل / وتوزيع الملكية للأراضى الزراعية بين الأفراد فى دوله ما أو بين أفراد دول مختلفه أو لبيان أبهما أكثر عداله فى توزيع الدخل أو توزيع الملكية للأراضى الزراعيه مقارنة بخط بيانى يطلق عليه للخط الأمثل التوزيع ، يعكس العدالة المثلى ، وكلما بعد منحنى يطلق عليه للظاهرة عن هذا الخط الأمثل التوزيع كلما عكس ذلك البعد عن العدالة أو عدم المساواة فى توزيع هذه الظاهرة والمكس كلما قرب منحنى التوزيع الغطى للظاهرة من الخط الأمثل التوزيع كلما دل على زياده درجه تعقيق العداله الى أن ينطبق منحنى التوزيع الفطى للظاهرة على الخط الأمثل التوزيع فلكون قد وصلنا إلى درجه العداله أو المساواه المثلى فى التوزيع للظاهرة ...

ونعنى بالعداله أو المساواة فيما سبق من حيث الدخل أو الملكيه للاراضى الزراعيه هو أن الدخل ككل أو الأراضى الزراعيه ككل موزعه على كافه السكان ككل أيضا بنسب متناظرة ونقصد بذلك أن نسبه معينه من الدخل ولتكن ٢٥٪ مثلا يحصل عليها ٢٥٪ أيضا من السكان ، وهكذا ٧٥٪ من الدخل يحصل عليها ٧٥٪ من السكان أو ٩٠٪ من السكان عليها ٥٠٪ من السكان وهكذا الأمر بالنسبة لتوزيع ملكية الأرضى الزراعية بين المسلاك كظاهرة ثانية أو لأي ظاهرة أخرى براد معرفة وضعها النوزيعي.

^(*) د . ماکس اوربز .

من كل ما نقدم يتحنح لنا أن منحنى لورنز والذى يقوم على فكرة و المنحنى المجتمع الصاعد النسبى ، عباره عن:

۱ – محورين متعامدين أحدهما المحور السيني (س) لغذات متغير معين وليكن الدخل أو الملكيه مثلا ، يتم تقسيمه مدويا بمقياس رسم معين ، والمحور الثاني محور الصادات (ص) المتغير آخر وليكن عددالعاملين أو عدد السكان أو عدد المالكين لأراضي زراعية، يقسم مدوياً أيضاً بنض مقياس رسم المحور السيني .

٢ - نصل القطر الرئيسي للشكل أي النقطتين (٠ ، ٠) ، (١٠٠،١٠٠)

أى نقطه الأصل ، ونقطه النهايه فى الشكل - بخط مستقيم يصنع زاويه (٥٤) مع المحور السينى أو المحبور الصادى ، هذا الغط يطلق عليه الغط الأمثل للتوزيع . (أى الغط الذى يحتقق العداله المثلى فى توزيع الظاهرة موضوع الدراسه) ، حيث أنه إذا رسم خط من النقطه ١٥٪ مثلا على المحور السينى (س) ، يقطع الخط الأمثل التوزيع فى نقطه ما ولدكن (هـ) ، فإذا أسقطنا عمودا من النقطه (هـ) السابقه على محور الصادات (ص) فإنه يقطع محور الصادات (ص) فإنه يقطع على محور الصادات (ص) المنه أخرى على محور السادات عند النقطه ١٥٪ أيضا ، وهكذا الأمر لأى نقطه أو نسبة أخرى على محور السادات .

٣ – نجدد المنحنى المتجمع الصاعد النسبى للمتغيرين (س، ص) ،
 ونرسم منحنى لإحداثيات نقاط المنحنى المجتمع الصاعد النسبى للمتغيرين السابقين.

3 - المساحة المحصورة بين المنحنى المنجمع الصاعد النسبى في الخطوة السابقة، وبين الخط الأمثل للتوزيع، تعير عن عدم العدالة أو عدم المساواة ـ أو زيادة التفاوت ـ فكلما صغرت المساحة المحصورة بينها دل ذلك على الإفتراب من العدالة في التوزيع، والعكس صحيح.

 الشكل الموضح للخطوات السابقه بطلق عليه منحنى لورنز والمثال التالي يوضح ما سبق .

مشال (١) :

الجدول التالى يبين توزيع الأراصى الزراعيه فى مصر قبل تطبيق قانون الاصلاح الزراعى عام ١٩٥٢ حسب فئات المساحه حتى (٥٠٠٠ فدان) للغرد الواحد وعدد الملاك (بالألف) .

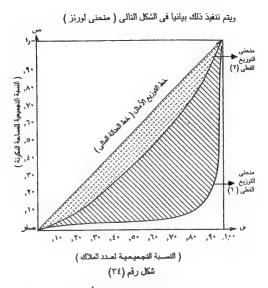
الجمله	01	٠٠.	۲۰۰.	١٠٠.	٥٠.	۲۰.	۲۰_	١٠.	٥.	١.	من	فئه المساحه بالغدان
TTEV	٧,٠	١,٤	۲,۲	٥,٦	1,0	15	27	¶A.	YIA	1901	5	عدد الملاك بالألف

المطلوب :

اظهار مدى التفاوت ـ عدم العداله ـ فى توزيع ملكيه الأراضى الزراعيه بين الملاك بيانيا بإستخدام مدمنى لورنز.

الحسيل:

٨	٧	٦		£	۳	Ŧ	,
ت ،م، ص	ت م . ص	ت ،م ، ص	ت ہم مص	ومله السلمة	مركز القته	عبدالسلاك	فتأت السلمه
النبي الساحة	التبيىالبلاك	المساحة المعاوكة	البلاك	الساركة	للمتغير	(بالالف)	بالقدان
المعاوكة 2	X	(بالالف) فدان		(LilYly) (YXY)	(un)	(0)	(مر)
17,0	AV,Y	174	1907	4VA	1,0	1901	1_
۳۰	97,3	1355	71V£	308	۳	T7A	0_
17,0	11,4	WYV	TTVT	VT+	V,o	14	1
7,00	14,1	F-17	Wie	760	10	17	8+_
11,5	19,7	TITY	AFFF	4740	eF.	14	T*_
34,4	19,1	7717	777Y,0	TA.	£+	9,0	81_
V 3	11,4	ENTY	YTSY,1	473	V.	4,3	1
AY,£	11,1	1EAY	7710,1	TE0	30+	1,1	***_
4+,	99,91	14-7	47£7,A	£Y•	T	1,6	£**_
1	1,	#11T	WEV	ot-	174	7,7	****-
				9117		TTEV	لبة



ومنه يتضح إتماع المساحه بين خط الترزيع الأمثل وبين منحنى الترزيع الفعلى (١) مما يدلل على عدم العالمه في ترزيع الأراضي الزراعيه قبل تطبيق قانون الاصلاح الزراعي في مصر عام ١٩٥٧.

وبالطبع لو أخذ التوزيع التكرارى بعد تطبيق قانون الاصلاح الزراعى الأول أو الثاني فستجد أنه ستقل المساحة المحصورة بين منحنى التوزيع الجديد وخط التوزيع الأمثل عما هو عليه في الشكل السابق ، أي ستزداد درجة العدالة في توزيم الملكية الزراعية .

مشال (۲) :

بفرض أنه بعد صدور قانون الاصلاح الزراعي الأخير أصبح التوزيع التكراري للملاك الجدد للأراضي الزراعية كما يلي :

المجموع	1	-0+	-4.	-1•	_0	أقل من ٥	فله المساحه بالغدان-
73.1	٥	٦	77	70	٨٠	4414	عدد الملاك (بالالف)

المطلوب:

هل حقق قانون الاصلاح الزراعى العدالة فى توزيع ملكية الأراضى
 الزراعية بين الأفراد .

الحسل:

ت .م .ص النسبی المساحة المملوکة //	ت . م . ص السيى الملاك ٪	ت . م . ص السلحة الساركة	ت .م .من الملاك	(٣) السلمة الساركة بالالف فدان (٢×٢)	(٣) مراكزهات السكهة (س)	(٢) عدقلاه (بالاف) (ك)	(۱) نوات قبلکوة (نسا)
10,0	161	0Y9YV	7515	VY9V0	۲,۵	7939	أقلمن
17,5	11,7	YTOYO	7999	111	٧,٥ .	٨٠	_ 0
17,1	94,4	¥100+	T-18	170	10	10	- 11
1 A,A	11,1	Y0{\?	T-4-	41-	To	77	- 4+
11,7	11,4	4011-	F-93	ţo.	Yo	١	_ 01
1	100	V1£1+	173-1	g.,	100	٥	۱۰۰ غنان
				V181+		73+1	المجدوع

ويتم توقيع الرسم البياني للتوزيع السابق في صوره منحنى لورنز ـ على رسم التوزيع السابق في المثال (١) نجد أن المساحه المحصوره بين منحني

التوزيع الفعلى (٢) وخط التوزيع الأمثل قد صغرت بما يدلل على أن قانون الإصلاح الزراعي الأخير قد حقق درجة عاليه من العدالة في توزيع الملكية للأراضي الزراعية ، وأن كان لم يحقق درجة العدالة المثلي في توزيع الأراضي الزراعية بين الأفراد .

تمسارين (٥)

١ - فيما يلى مجموعة (١٠) من طلاب السنة الثانية بكلية النجارة ١٩ ،

Y", Y', YE, YO, YZ, IA, Y", YI, Y'

المطلبوب: حساب كل من:

أولا: (أ) المدى (ب) الانحراف المتوسط (ج) التباين

(د) الانحراف المعياري ـ لأعمار عينه الطلاب السابقة .

ثانيا : إحسب المقاييس السابقه في (أولا) لنفس العينه من الطلاب عند تخرجهم من الكلية بفرض بقاؤهم على قيد الحياء ونجاحهم جميعا في السنه الثالثه الدابعه مدون رسوب .

٢ - فيما يلي توزيع (٢٠٠ مصنعا) طبقا لعدد العمال الذين يعاون بكل مصدع:

المجموع	11	.0.	_ 40	-10	-0	-٣	فله العمال (ف)
٧٠٠	٧	۱۵	YA	٤٠	٨٠	۴٠	عدد المصانع(ك)

المطلوب:

- (أ) حساب الانحراف المتوسط.
 - (ب) حساب المدى .
- (ج) حساب الانحراف الربيعي بيانيا .
 - (د) حساب الانحراف المعياري.
 - (هـ) ايجاد كل من :
 - ١ ـ معامل الإختلاف الربيعي.
 - ٢ معامل الاختلاف المعياري

 ٣ - في المثال رقم (٥) في تمارين (٤) السابقه ، احسب الانحراف الربيعي للتوزيع في عام ٩٣/٩٣ ، وفي عام ١٩٩٤/٩٣ . ٤ - أجريت دراسة لظاهرتين فأسفوت نتيجه الدراسة عما يلى :
 الظاهرة الأولى : بلغ وسطها الحسابى (٨٠) وانحرافها المعيارى (٨) الظاهرة الأولى :
 الظاهرة الثانيه : كان توزيعها التكرارى كما يلى :

المجموع	0.50	- 8 •	-40	-4.	۵۲ ـ	ن
1	۸	1.	٤٢	Y£	17	4

فأى الظاهرتين أقل تشنتا .

- ٥ أوجد الانحراف المتوسط للتوزيع في تمرين (٤) من تمارين (٤) السابقه .
- فى التمرين رقم (٦) من تمارين (٤) السابقه هل يزيد الانحراف المعيارى
 فى الصناعة (أ) عنه فى الصناعة (ب) أم العكس
- ٧ إحسب مقياس التشتت المناسب ، ومعامل الإختلاف المناسب في التمرين
 رقم (٩) من تمارين رقم (٤) السابقه .
- أوجد معامل الإختلاف المعياري للقيم في تعرين (١٤) من تعارين (٤)
 المادقة .
- ٩ أوجد الانحراف المتوسط ، والانحراف المعياري لحجم الودائع في التمرين
 رقم (١٨) في تمارين (٤) السابقه .
- ١٠ الجدول التالي يمثل توزيع الانفاق السنوى لعينه من الأسر المصريه في مدينة الاسكندرية (بالألف جنيه) .

المجموع	10_17	.11	_9	- Y	_0	۳.	فله الأنفاق (ف)
14.	٥	10	Yo	17	AY	1.	عدد الأسر (ك)

إحسب كل من:

(أ) المدى الربيعى (ب) نصف المدى الربيعى

(جـ) معاملات الإختلاف الممكته .

الفصل السادس الإلتواء والعزوم والتفرطح

مقدمة

سبق أن أوضحنا أن تلخيص بيانات أى ظاهرة فى صبورة رقم واحد «المتوسطات» بأنواعها المختلفة لا تعطى صبورة كاملة عن خصائص توزيع هذه الظاهرة نلك لأنها لا تكفى لإعطاء فكرة عن درجة التجانس أو الاختلاف - التباين - بين قيم هذه الظاهرة (1)، وكان لابد أن تكون مصحوبة بقيمة أخرى تقيس لنا مدى تباعد هذه القيم أو قريها من بعضها أو من المتوسط، فكانت مقاييس التشتت والدى تعدير مقاييس لقياس أى تجانس (نقارب) أو تشتت بيانات الظاهدة الاحصائية (1).

وبترافر كل من مقاييس المتوسطات ومقاييس التشتت عن هذه الظاهرة فقد أتاحا وصفاً مقبولاً لتترزيع برغم ذلك فإن الوصف السابق تنقصه الدقة الكافية المطلوبة للتعرف على خواص توزيع هذه الظاهرة، مما يتطلب البحث عن مقاييس إصافية تصيف دقة أكثر المتعرف على كل خصائص توزيع مثل هذه الظاهرة.

ومن المقاييس الاحصائيه الاصافيه التي ستتعرض لها في هذا الفصل تحقيقاً للهدف المابق ، مقاييس الإلتواء والتفرطح بجانب التعرض لموضوع العزوم لنفس الهدف السابق في الأجزاء التاليه .

الجزء الأول: الإلتواء Skewness

تعريفه،

تعرصنا للالتواء بالإشارة عند دراستنا لأنواع المنحنيات التكرارية،

⁽١) إرجع إلى الفسل الرابع .

وأوضحنا أن المنحنى التكراري كشكل بياني لعرض نموذجين أو أكثر مر التوزيعات التكرارية فإنها تخذلف فيما ببنها على أساس خاصية أو أكثر من حيث القيمة الوسطي، والالتراء، التفرطح، أي أن هذاك أكثر من منحني من أهمها:

1 - المنحنى المتماثل (المعتدل) : وهو منحنى تكرارى ـ متماثل (غير ملتوى) له محور رأسي بعر بنقطة النهايه العظمي للتوزيع ويقسم التوزيع ومن ثم المنحنى إلى جزئين متطابقين تماما وفيه يكون تزايد أو تناقص التكرارات متشابها ومنتظما بطريقه منماثله على جانبي المحور الرأسي وفيه يكون الوضع التسبي للمتوسطات :

الوسط الحسابي (س) = الوسيط (ر) = المنوال (م) كما أن فيه الالتواء = صفر

٢ – المنحنى التكرارى غير المتماثل (الماتوى) : وهو منحنى يختلف عن المنحنى المتماثل في أن طرفيه غير متماثلين بل مختلفين، وفيه يكن تزايد أو تناقص التكرارات بشكل غير منتظم على جانبى المحور الرأسى عند وسط التوزيع ، وقد يكن الإلتواء سالبا أو موجبا ويكن الوضع النسبى المتوسطات فيه .

س مر م م وسنفرق هذا بين:

(أ) منحنى ملتوى إلى اليسار (ذات النواء سالب Negatively Skewed) و مبل فيه التكرارات الكبيرة إلى التركز عند فئات التوزيع الطيا ، ويمتد ذيل المنحنى التكراري فيه إلى اليسار ويكون الوضع النسبي للمتوسطات فيه

ت < رب < م

(أي أن قيمة الوسط الحسابي أصغر القيم المتوسطة والمنوال هو أكبرها)

(ب) منحنى ملتوى إلى اليمين (ذات التواء موجب Positively skewed)
وتميل فيه التكرارات الكبيرة إلى التركز عند فئات التوزيع الدنيا،
ويمتد ذلك المنحى التكرارى فيه إلى اليمين ويكون الوضع النسبي
للمتوسطات فيه (س > ر ي > م) أى أن الوسط الحسابي أكبر القيم

المتوسطة والمنوال أصغرها ويتصح ما تقدم من الأشكال رقم (٣٩.٣٠.٣) (*).

ثما تقدم يمكن تعريف الالتواء بأنه و هو مدى إبتعاد التوزيع التكرارى
وبالتالى المنحنى التكرارى عن التوزيع المتماثل (الطبيعى)، أو بمعنى آخر
إنعدام التماثل في التوزيع التكرارى ذلك لأن وجود الالتواء يعنى عدم إنتظام
مفردات التوزيع حول الوسط الحسابي لهذا التوزيع أي عدم إنتظام حجم
العناصر التي تقع قبل وبعد المتوسط .

ومن التوزيعات ما يكون إلتواؤه معتدلاً أو حاداً، هذا بجانب الالتواء المجدوالالتواءالمالف.

ويمكننا الوقوف على طبيعة ودرجة إلنواء أى توزيع تكرارى بمجرد النظر إلى شكله البيانى، أو بالمحصول على القيمة المطلقة للإلنواء، ولكن نظراً لأنه قد يتطلب الأمر مقارنة توزيعين تكراريين ذات وحدات قياس مختلفة، هذا وقد يتساوى كل من المدوسط والانحراف المعيارى فى توزيعين تكراريين من وحدات قياس واحدة لكنهما يختلفان من حيث الإلتواء، كما قد تتساوى درجة النواؤهما ولكنهما يختلفان فى الإشارة، أو قد يكون النواؤهما فى انجاه واحد ولكن لقيمتين مختلفتين لذا كان القياس الكمى النسبى الدرجة الالتواء من خلال معادلة محددة، يمكن أن يعطى تصوراً أدق لدرجة هذا الالتواء.

لكل ما سبق فإنه يمكن إختبار قياس درجة الالتواء لأى توزيع تكرارى من خلال أكدر من طريقة، وسدر من المالتواه بالرمز (ت):

٢- أنواع مقاييس الالتواء:

(أ) مقاييس الإلتواء المطلقة (تهتم بالدرجة الأولى ببعض إختبارات وجرد الالتراء من عدمه) ومن أهمها:

أولاً : يمثل الفرق بين مقيباسين من مقاييس المتوسطات الشلاثة (الوسط الحسابي والوسيطوالمنوالي) فإذا كانت:(ت):

(۱) الله - م = صفر

⁽١) عند دراسة العلاقة بين المتوسطات بالفصل الرابع.

أى ينعدم الالتواء ويكون التوزيع متماثلا:

لكن احكانت (ت):

(۲) س – م ≠ صفر وهنا قد یکون (ت):

س ـ م > صفر فيكون الالتواء موجب (إى التواء إلى اليمين)

أو س _ م < صفر فيكون الالتواء سالب (إى التواء إلى اليسار)

ثانياً : يمثل الفرق بين كلا من الربيع الأعلى (رم) ، والربيع الأدنى (ر,) . الوسيط (ر,) حيث أنه اذا كان :

ر ، - ر ، عدر و بر ر ، (بیعدم الالتواء أی تکون ت = صفر) لکن اذا کانت :

ر - ر \neq ر - ر (فیکون هناك السواء أى وأن (ت) قد تكون موجه أو سالية).

لكن سبق أن أوضحنا أن مقايس الالتواء المطلقه رغم بساطتها لكن يعيبها
صعوبه وخطأ استخدامها في المقارنه بين توزيعين أو أكثر مختلفين في وحدات
القياس ... الخ ؛ كما أوضحنا فيما سبق (فأنه يقتصر استخدامها عند اعطاء
فكره مبسطه عن درجه الالتواء لظاهره ما بمعزل عن الظواهر الاخرى) لذا
كان من الأفضل أن نحصل على مقياس للالتواء بمكن إستخدامه في المقارنه
بين توزيعين أو أكثر مختلفين أو مختلفة في وحدات القياس فظهرت فكرة
المقابس النسبيه للالتواء أو معاملات الالتواء .

(ب) مقاييس الالتواء النسبيه (أو معاملات الالتواء)

أولا : معاملات بيرسون للإلتواء (وتصلح لجميع التوزيعات التي يمثل الوسط الحسابي نقطه التركز فيها)

١ - معامل الالتواء النسبي باستخدام المنوال وسنرمز له بالرمز (ت ,) :

(1)
$$\frac{\rho - \overline{u}}{\xi} = (\overline{v}, \overline{v})$$
 and a like like like like ξ

وفيه تم قسمه الغرق بين (الوسط الحسابي ــ المنوال) أى 'لفرق المطلق بينهما على الانحراف المعياري (ع) وذلك لأن الانحراف المعياري مقياس لمدى إبتعاد القيم عن وسطها الحسابي .

لكن يعيب المقياس السابق للالتواء إعتماده -لى المنوال (م) وهو مقياس غير دقيق كما سبق أن أوضحنا فى الفصل الرابع - لذا فقد توصل بيرسون إلى مقياس آخر يعتمد على الوسيط (رم) بدلا من المنوال (م) . سنرمز له بالرمز (ت) بعد الاستفادة من الملاقة التالية:

$$\bar{w} - q = 7 \left(\bar{w} - c_{\gamma} \right)$$
and a by the property of $\frac{7 \left(\bar{w} - c_{\gamma} \right)}{3}$(7)

ويالطبع فإن (-1) يختلف بعض الشيء عن (-1) ذلك لكون العلاقة بين المقياسين علاقه تقريبيه ، وإن كان من المفضل إستخدام العلاقه الثانيه (-1) في التوزيعات القريبه من التماثل ، وفي كلا المقياسين لبيرسون فإن (-1) نتراوح عادة ما بين (-1) ، (-1) ،

ثانيا : معامل باولى (Bowely) للالتواء وسترمز له بالرمز (ت م)؛ وهو يصلح فى حالة التوزيمات التى يكون الوسيط أصلح وأنسب فى تمثيلها ومن أهمها التوزيمات المفتوحه .

ويقوم على قياس الفرق بين الويعين الأعلى والأدنى والوسيط ـ كما أوضحنا في مقاييس الالنواء المطلقه عاليه .

وتتوقف هنا درجه الالتواء فى التوزيع ونوعه على قيمة الغرق بين (د, – د,) ، (د, – د,) ، وحتى يكون هذا الفرق نسبيا وليس مطلقا حتى يصلح للمقارنة فقد تم قسمته على مجموع المسافة بين كل من الربيعين والوسيط، أى على الانحراف الربيعي.

and the letter
$$(x, y) = \frac{(x, y) - (x, y) - (x, y)}{(x, y)} = \frac{(x, y) - (x, y)}{(x, y)}$$

The property of the letter $(x, y) = \frac{(x, y) - (x, y)}{(x, y)}$

او بصيغه اخرى :

وعادة ما يأخذ المعامل السابق قيمه تتراوح بين (_ ١ ، + ١) .

ويجب أن ننوه هنا أنه لإختلاف النتيجة التي نحصل عليها من مقاييس بيرسون للالتواء عنه في مقياس باولي للالتواء قإنه من الخطأ إستخدامهما لمقارنة التواء توزيعين تكراريين، ولكن يجب الاقتصاد على إستخدام أحدهما فقط لمقارنة التواء هذين التوزيعين.

مثال(۱):

إحسب من التوزيع التكراري الثالي كل من معاملات بيرسون للالتواء (ت، عته) ، ومعامل بأولى للالتواء (ته):

المجموع	100_189	731_	-177	-1771	-140	فله الطول (ف)
۰۰	7	۱۲	10	11	٦	عدد التلاميذ (ك)

: الحسال:

حلول هذا التوزيع التكراري من ۱۱٤، من ۱۲۸، من ۱۳۳ ، من ۱۶۷ ، من ۲۰۱ نجد أن :

$$\overline{w} = 18^{\circ}, 18^{\circ}$$
 سم ، $c_{\phi} = 18^{\circ}, 18^{\circ}$ سم ، $c_{\phi} = 18^{\circ}, 18^{\circ}$

$$\frac{7}{2} = \frac{7}{2} = \frac{7}$$

$$\frac{y_{0} \cdot y_{0}}{y_{0}} = \frac{y_{0} \cdot y_{0} \cdot y_{0}}{y_{0} \cdot y_{0}} = \frac{y_{0} \cdot y_{0} \cdot y_{0}}{y_{0} \cdot y_{0}} = \frac{y_{0} \cdot y_{0} \cdot y_{0}}{y_{0} \cdot y_{0}}$$

175,0 + YA+,5 _ 150,VO

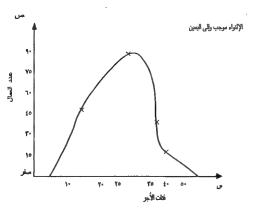
مثسال (۲) :

إختيرو إحسب باستخدام طرق ومعاملات الالتواء المناسبة هن قيم واتجاه الالتواء من التوزيع التكراري التالي بيانياً وحمابياً:

	المجموع	0.74	-50	_Yo	-4.	-1+	فدات الأجر (ف)
ſ	۲	٧٠	۳۰	٨٠	٧٠	٥٠	عدد العمال (ك)

الحسل :

أولا : نوع الالتواء بيانيا :



شکل رقم (۳۵)

ثانياً : معاملات الالتواء لبيرسون (ت، ،ت،) حسابياً :

ت ، م ، ص	حدود الغثات	س` ك	-g	س ب	س	4	ن
صفر ٥٠ ٧٠ ١٥٠ ١٨٠	أقل من ١٠ أقل من ٢٠ أقل من ٢٥ أقل من ٣٥ أقل من ٤٠ أقل من ٥٠	1170- 1-170 77 £71AY,0	\{\begin{align*} \delta \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	Yo. £o. Y£ 11Yo	10 17,0 T· TV,0	7· 7· 7·	-1· -4· -40 -40
		177.77,0		0770		٧٠٠	المجموع

4,417

مثال (۲) ،

إحسب معامل التواء مناسب من الجدول التكراري التالي :

المجموع	۷۰ فأكثر	-7.	-0.	_ 1.	_٣٠	_ ۲۰	-1.	أقل من ١٠	ن
1	14	14	11.	110	14.	110		۲۱۰	গ্ৰ

الحسل:

حيث أن الجدول مفتوح فيفضل معامل باولى للالتواء حيث

وعليه للحصول على عناصر المعادله السابقه ننشئ جدول تكرارى متجمع صاعد كما يلى :

	ت .مص	حدود الغشات	ك	نب
	مسقر	أقل من الحد الأدنى	41.	1
u .	71.	أقل من ۱۰	۲۰۰	-1.
40.	٤١٠	أقل من ۲۰	710	- 4.
	270	أقل من ۳۰	14.	-4.
yo.	Vio	أقل من ٤٠	110	- 5 *
40+	۸٦٠	أقل من ٥٠	11.	~0*
	171	أقل من ٦٠	18	-٦٠
	9.4.	أقل من ٧٠	17	- Y•
	1	أقل من الحد الأعلى		
			1	المجموع

الجزء الثان*ي* ا**لـعــــرُو**م

Moments

إن عرض فكره سريعه عن العزوم في هذا الجزء، سيضيف تعليلات جديده ستساعد في قياس خصائص التوزيعات التكراريه كلها وبصفه خاصه في كل من خاصيني الإلتواء والتفرطح .

١. تعريفها وطرق تقديرها:

إن العزم لأى قوة هو مقدار العمل الذى تعدثه هذه القوة ، ويتوقف ذلك العمل على عنصرين هما ، القوة نفسها ، والعسافه بين هذه القوة والنقطة التى عندها تحدث أثرها ، ذلك أن قوة مقدارها (٨ كيلو جرام) على بعد (متر واحد) تعادل في مفعولها قوة أخرى مقدارها (٧كيلو جرام) على بعد (٤ أمتار) فطبقا لقانون الرافعة (١) يتحقق التعادل (أو التوازن) عند نساوى طرفى هذا القانون .

ورفقاً للأساس السابق فإنه بالنسبة للتوزيمات التكرارية، فإن تكرارات أى نوزيع تكون هي القوة الموثرة عليه، وبالتالي عزوم أى تكرارات تقاس بحاصل ضرب هذه التكرارات في إنحرافاتها عن نقطة معينة، وقد تكون هذه النقطة هي نقطة الوسط الحسابي، أو نقطة الصفر، أو عند قيمة ثابتة أخرى، مقسوماً على تلك التكرارات وعليه فإن:

قيمة العزم عباره عن متوسط إنحرافات قيم التوزيع عن هذه النصله المحدده فيما سبق ، وتتحدد رتبه هذا العزم بدرجه القوة (الأس) التي ترفع إليها هذه الإنحرافات وعليه فالقاعده العامه للعزم النوني مثلا:

⁽١) الفوة × زراعها = المقاومة (القوة الأخرى) × زراعها

- (١) س: هي القيم أو مراكز فئات التوزيع .
 - (۲) النقطه : قد تكون هي :
- (أولا) نقطه الصغر (يطلق على العزوم في هذه الحالة بالعزوم الصغريه)
- (ثانيا) الوسط الحسابي (\overline{w} أو \overline{U}) (ريطلق على العزوم في هذه الحالة بالعزوم المركزيه)
- (ثالثاً) أى نقطة أخرى تختلف عما سبق في أولاً، وثانياً ولتكن النقطة (أ)، (يطلق على العزوم في هذه الحالة بالعزوم العامة).

ومن الناحيه العمليه ـ فى هذا الجزء ـ فإن القياسات الإضافيه التى سنحتاج إليها ستقتصر على العزوم من العزم الأول حتى العزم الرابع ، لذا سنورد فيما يلى صيغه تقدير كل عزم منها فى حالتين :

أولهما : حالة البيانات غير المبوبة (المفرد).

ثانيهما : حالة البيانات المبرية (التوزيعات التكرارية) وذلك بالنسبة لكل نقطة من النقاط المشار إليها في (أولاً) (ثانياً) (ثالثاً) فيما سبق.

أولاً : العزوم حول الصفر (العزوم الصفريه) وسنرمز لها بالرمز (مـــ)

(أ) لبيانات غير مبوية (مفردة). وسد من المعادد بصفة علمة بالدمة (ناكات بأران بالمان بالمعادد والمساورة المساورة المساورة

وسنرمز للعزوم بصفة عامة بالرمز (زــ) ﴿ ﴿ إِنَّهُ عَلَى حسب نوع النقطة التي بصنهعندها العزوم.

حيث : س : هي قيم مراكز القنات ، ك هي نكرار كل فئه .

مثال (٤) :

أوجد العزوم من الأول حتى الرابع (حول الصفر) لدرجات (٨) طلاب في مادة ما حيث كانت هذه الدرجات كما بلي:

Yo. Y. . 1. . A . V . £ . £ . Y

الحل:

س '	۳ س	س ۲	س (الدرجات)	ترتيب الطلاب
17	٨	٤	۲	١
707	٦٤	17	٤	۲ ا
707	7.5	17	٤	٣
72.1	727	٤٩	٧	٤
2.97	٥١٢	7.5	٨	۰
1	1	1	1.	7
12	۸۰۰۰	٤٠٠	٧٠	٧
79.170	10770	770	70	٨
٥٦٧٦٥٠	70717	1775	۸۰	المجموع

وتكون العزوم الصغريه كما يلي :

$$\frac{A^{\circ}}{\dot{c}} = \frac{A^{\circ}}{\dot{c}} = \frac{A$$

(لاحظ فيما سبق تعقد العمليات الحسابية وكبر أرفامها اذا كانت س ح عدد صحيح وكسر)

مثال (٥)؛

فيما يلى توزيع تكراري لعدد ١٠٠ طالب طبقاً لمتوسط الدرجات التي حصلوا عليها في ٨ مواد مختلفة.

۲۵	۲٠	1.	٨	٧	٤	ź	۲	س (الدرجات)
٥	11	٣٥	1.	۱۰	10	٨	٣	ك (عدد الطلاب)

والمطلوب: حساب كل من العزم الأول حتى العزم الرابع (حول الصغر) للتوزيع التكراري السابق.

الحسل:

س ا ك	س ً ك	س`ك	س ك	ڭ	w)
٤٨	71	14	٦	٣	۲
Y+EA	917	174	77	٨	٤
TAE •	970	75.	٦.	10	٤
72.1.	T2T.	٤٩٠	٧٠	1.	٧
2.97.	017.	٦٤٠	۸۰	1.	٨
T0	70	ro	T0.	40	١٠
Y07	174	۰۰۶۵	٧٨٠	12	٧٠
1907170	VATTO	7170	170	٥	40
£97£•77	101111	15050	1008	1	المجموع

وتكون العزوم حول الصغر كما يلي : حيث محـ ك = (١٠٠).

$$1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r} = \frac{1 \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot \mathbf{r}}$$

ثانيا : العنزوم حــول الوسط الحسابي (العزوم المركزية) وسنرمز لهــا بالـنظم) .

العزم الأول :رم (۱)
$$=$$
 $\frac{\Delta c}{\dot{v}} = \frac{\Delta c}{\dot{v}} = \frac{\Delta c}{\dot{v}} ... (۹)$

العزم الثانى :زم (۱۰) =
$$\frac{\sqrt{(w - w)}}{\sqrt{(w - w)}} = \frac{\sqrt{(w - w)}}{\sqrt{(w - w)}}$$

(11)..
$$\frac{z}{(r_0 - w)} = \frac{z}{(r_0 - w)} = \frac{z}{(r_0 - w)}$$

(17)..
$$\frac{a-c^{(n)}-c^{(n)}}{c} = \frac{a-c^{(n)}-c^{(n)}}{c}$$

حیث (س) مراکز الفنات للترزیع ، (\vec{w}) الوسط المسابی للترزیع ، مد \hat{v} (\vec{w}) = \vec{v} (الانحراف عن الوسط الحسابی)

مثال (٦) ،

أوجد كلا من العزوم المركزية (ز_{م)} من الأول حتى الرابع لدرجات ٨ طلاب التالية في مادة ما :

$$\frac{A - a - a + b}{A} = a + a + b + b$$

$$\frac{A - a - b + b}{A} = a + b + b}{a} = a + b + b$$

$$\frac{A - a - b}{b} = a + b}{b} = a + b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A - a - b}{b} = a + b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A - a - b}{b} = a + b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A - a - b}{b} = a + b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A - b}{b} = a + b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A - b}{b}{b}$$

$$\frac{A - b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A - b}{b} = a + b}{b}$$

$$\frac{A -$$

$$\frac{\partial}{\partial z} = \frac{\partial}{\partial z} = \frac{\partial}$$

وحيث أن محـ ح ؛

مثال (٧) :

أوجد كلا من العزوم المركزية (زم) من الأول حتى الرابع للتوزيع التكراري التالير:

المجموع	1٧.	-1.	_£.	-4.		نت
۰۰	۲	17	٧	٩	10	ك

الحال:

(ص - ش) ² ك (ح ² ك)	(س - ش) ^۲ ئى (ح ⁷ ك)	(س - ش) آيي (ح ⁷ ك)	(س - ش) غه (ح ك)	ح (س - ش)	س ک	יט	4	ų.
14713470 TE3043,4 14411,4 471041,4 471061,7	**************************************	11177,1 1575,07 171 AA 17077,7A 6100,7A	89Y- 110,Y- 0*,8+ 6*7,8+	£ YA, 1 - £ YA, W - £ YA, 0 - £ YA, V - £ YA, 2 -	10- 7V- 70- 119-	1. 5. 0. V-	10 q v	
FW0F13-	**************************************	₹0++A	7 · V, V +		475.		0-	شيدرع

$$\frac{\lambda - \lambda - \lambda - \lambda}{1 - \lambda - \lambda} = \frac{\lambda + 1 + \lambda}{0} = \frac{\lambda + 1 + \lambda}{0}$$
 $\frac{\lambda - \lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda + 1 + \lambda}{0}$
 $\frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0}$
 $\frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0}$
 $\frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda - \lambda}{0}$
 $\frac{\lambda - \lambda}{0} = \frac{\lambda}{0}$
 $\frac{\lambda}{0} = \frac{\lambda}{0}$
 $\frac{$

(11)
$$\frac{1}{|u|} = \frac{1}{|u|} =$$

حيث أن :

س = مراكز الفئات التكراريه

أ = النقطه المختاره لحساب العزوم حولها .

مشال (۸) :

أوجد كل من العزوم العامة (زكم) من الأول حتى الرابع للتوزيع التكرارى بالمثال رقم (٧) السابق حول النقطة (أ = ٥٠) .

الحــــــل :

ع: (اس-) (ع:ق)	ارس-۱) ^ک ك (ط ⁷ ك)	(س-۱) اف (ج'ف)	(س-۱) (ج) ك	(「しい) (と)	U	d	ľ
TAE 12E mate 797	97 YY mic 157+	۲۱۰۰ ۳۱۰۰ شر ۱۸۰۰ ۴۲۰۰	۱۸۰ ۱۸۰ _ منثر ۲۴۰ +	£+_ Y+_ audi Y++ £++	7. P. 9.	10 4 5 17	_* _1* _1* _1*
£V7A	718***+ 1•77***, VIA***,	141	++73 AV		o- =1	8+	السبوع

وتكون العزوم العامة كما يلي:

لإختصار الوقت والمجهود في العمليات الحسابيه عند حساب العزوم العامه مثلاً، فإنه يمكن الحصول على العزوم المختصرة في رفت بسيط وبمجهود أكل وذلك بقسمه (س-أ) على مقار ثابت وليكن (ث) أو (ل) والاخيرة تشير إلى طول الفئة في

التوزيعات التكراريه المنتظمه .

وعليه فيمكن الحصول على العزوم المختصرة في حالة العزوم العامة كما يلي: أ ~ في حالة البيانات غير المبوية (المغردة).

ب ـ في حاله البيانات العبويه (توزيعات تكراريه) :

ويلاحظ عموما في حاله العزوم المختصره أنه إذا كانت:

أ = منفر ، ث أو ل = ١ تحصل على العزوم المنفريه

أما اذا كانت أ μ أو μ ، (ث) أو (ل) μ ان حصل على العزوم المركزية

مثبال (٩) :

أوجد العزوم العامة المختصرة (زمَّ) من الأول حتى الرابع للتوزيع التكراري بالمثال رقم (٨) السابق.

الحسل:

31/2	4 ^{1/2}	ع∜ر	3/12	2 -1/2	٦	יט	۵	ن
۱۹۲۰۰۰ ۲۲۰۰ ۱۳۲۰۰۰	£۸۰۰۰_ ۲۱۰ _ مشر ۱۸۰۰ ۲۲۰۰	۱۸۰ ۱۸۰ مستو ۲۴۰ ۸۰	۲۰_ ۹_ مشر ۱۷+	Y () Y 1	8°_ 18' 18' 18' 18' 18' 18' 18' 18' 18' 18'	1. F. V.	10 1 - Y 1V	 _Y· _£· _T·
¥191¥	\$AT7 \+	14	77. 71+		٧٠-ئ	a• =	0.	thenes.

وتكون العزوم العامة المختصرة كما يلي:

$$(\cdot,17_{-}) = \frac{\Lambda_{-}}{\circ \cdot} = \frac{24 + 2\Lambda}{2 + 2\Lambda} = (1)^{2};$$

$$T7 = \frac{1\Lambda \cdot \cdot}{\circ \cdot} = \frac{24 + 2\Lambda}{2 + 2\Lambda} = (1)^{2};$$

$$(Y1Y,Y_{-}) = \frac{Y\Lambda Y \cdot \cdot}{\circ \cdot} = \frac{24 + 2\Lambda}{2 + 2\Lambda} = (1)^{2};$$

$$\xi T\Lambda Y \xi = \frac{Y191Y \cdot \cdot}{\circ \cdot} = \frac{24 + 2\Lambda}{2 + 2\Lambda} = (1)^{2};$$

العزوم ومقاييس الالتواء

نلاحظ فيما سبق عند دراسة العزوم ما يلي:

أى (ز_{م(٢)}) فى حالة التوزيع غير المتماثل إما موجباً أو سالباً (*) تبعاً لنوع الإلتواء.

ومن الملاحظة الخامسة أى رقم (\circ) السابقة يمكننا الاعتماد على العرم الثالث المركزى فى المقارنة بين الإلتواء لتوزيعين مختلفين وحتى نتخلص من مشكلة لختلاف وحدات القياس بينهماء فيتطلب الأمر المحمول على مقياس نسبى للالتواء، لهذا يقتضى الأمر القسمة على مقياس تشتت مرفوع للقوة الثالثة ($^{\circ}$) لأن رحدات البسط مكعبة (مرفوعة للقوة الثالثة) وذلك باستخدام العزوم أى ($^{\circ}$ م $^{\circ}$) $^{\circ}$

فإذا ما رمزنا لمعامل الالتواء باستخدام العزوم بالرمز.

$$(1/\pm) \qquad \frac{(\pi_i)^{ij}}{(\pi_i)^{ij}} = \pi_i$$

ولا سباب رياصنية فقد إقترح بيرسون إستخدام مربع المعامل السابق أي سيكون معامل بيرسون للالتواء:

$$(\psi / \pm)$$
 $\frac{Y_{(q_1 e^{\frac{1}{2}})}}{Y_{(q_1 e^{\frac{1}{2}})}} = \frac{e^{-\frac{1}{2}}}{e^{-\frac{1}{2}}}$

أحسب معامل الالتواء لبيرسون في المثال رقم (٧) السابق .

الحبيل :

بالنظر إلى المثال رقم (٧) السابق نجد أن :

(a) لأن تكعيب الإنمرافات الإعفاسنا من الإشارة الجبرية فتطل إنسرافات القيم الأكبر من المتوسط موجبه
 بينما انحرافات القيم الأقل من المتوسط ساليه).

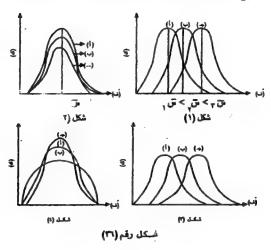
$$\frac{177.0 = (7)^{2}}{(7)^{2}} = \frac{177.0}{(7)^{2}} = \frac{177.0}{(7)^{$$

ملحوظة : نظراً لأن الانحرافات عن الوسط الحسابى ، يمكن أن تكون كبيرة من ناحية ، أو كسرية من ناحية أخرى ومن ثم رفعها إلى القوة الثالثة (تكعيبها) للحصول على العزم الثالث المركزى (ش) يؤدى إلى مشقة حسابية وضياع للوقت والمجهود لذا نفضل حساب العزم الثالث على أساس وسط فرمنى (ش) ثم يصحح حتى نحوله إلى العزم الثالث المركزى و إستخدام العلاقة الثالث:

الجزء الثالث التسفسرطسيح Kottosis

مقدمية،

إذا ما أستعرصنا الأشكال المختلفة للمنحنيات التكرارية لترزيعات تكرارية محتلفة حيث بترقف شكل المنحنى على التوزيع التكراري الذي يمثله فسنجد ما يلى:



ونلاحظ ما يلي :

(أولا) فى الشكل (1) ثلاثه منحنيات متماثله (طبيعيه) متشابهة فى الشكل وحدث) > من المنوسط الشكل (حـ) > من المنوسط للشكل (ب) أكبر من المتوسط الشكل (أ) وهى نمثل ثلاثه توزيعات تكراريه مختلفه .

ثاینا : فی الشكل (۲) ثلاثة منحنیات متماثلة (طبیعیة) ومختلفة فی الشكل ولكن لها قبمه متوسطه واحده ، وهی أیضاً نمثل ثلاثة توزیعات تكراریه مختلفة.

ثالثا : في الشكل (٣) ثلاثه منحنيات (ب) منحني متماثل ، والمنحنيين (أ ، جـ) غير متماثلين أي ملتوين حيث (أ) ملتوى لليمين (حـ) ملتوى للسار وهي تمثل ثلاثه توزيعات تكراريه مختلفه .

رابعا: في الشكل (٤) ثلاثه منجنيات ، الأوسط منها (أ) منحنى متماثل (طبيعي) ، والأول منها (ب) أكثر تغرطحاً عند قمته من المنحنى (أ) ما المعتاد و الثالث منها (هـ) فقمته أكثر تحديا من التوزيع (أ) و المعتاد فهو منحنى مديب، وهي تمثل ثلاثه توزيعات تكراريه مختلفه أيضا .

وفيما سبق أمكننا قياس كل من الخصائص الذلاثة الأولى وهي خصائص النزعة الأولى وهي خصائص النزعة المركزية، التشتت، والالتواء، بمقاييس دقيقة محددة سبق لذا التعرض لها في الأجزاء السابقة، فإنه أيضاً بجب علينا إيضاح بعض المقاييس الاحصائية الدقيقة للتفرطح والتدبب في الاجزاء التالية ، وإن كان يجب علينا مقدما ايضاح بعض اللقاط التالية ، وإن كان يجب علينا مقدما ايضاح بعض

معنى التفرطح وكيفية قياسة:

التفرطح هو الخاصية الرابعة من خصائص أى توزيع تكرارى ، فإذا أردنا فياس مقدار التفرطح أو التدبب لأى توزيع تكرارى ، فإن ذلك يتم بالقياس المنحنى المتماثل (الطبيعى) لتوزيع متماثل حيث أن التفرطح يقيس مقدار التدبب لقمة هذه المنحنيات إرتفاعا أو إنخفاصا بالنسبة لقمة التوزيع المتماثل (الطبيعي) والذي يطلق عليه (متوسط التفرطح) وهو العبين في المنحني (أ) في الشكل رقم (٤) السابق .

حيث نجد أن :

 (١) المنحنى (حـ) - التوزيع التكرارى (حـ) ، له قمه عاليه نسبيا ويطلق عليه منحنى مدبب .

 (۲) المنحنی (ب) - التوزیع التکراری (ب) - له قمة مسطحة ویطلق علیه منحنی مفرطح .

(٣) المنحنى (أ) - التوزيع التكرارى (أ) - له قمة ليست مديبه ولا مفرطحه ويطلق عليه منحنى متوسط التفرطح Meskuritic أ (المنحنى

مفرطحه ويطلق عليه مدهنى متوسط التفرطح Meskuritc أو (المنحدى الطبيعى) أو (المعتاد) أو (المتماثل) ومعامل تفرطحه ~ ٣ (*)

وعليه لمعرفه درجه التفرطح أو التدبب لأى توزيع تكرارى ، فقد أمكن ذلك بإستخدام المقياس التالى للتفرطح والذى يعتمد أساسا على العزم الرابع المركزى م ، ،

وهو (معامل التفرطح) والذى سدرمز له بالرمز (طرم (و)) ومن الصرورى أن يكون هذا المعامل نسبيا حتى يمكن مقارنه توزيعين أو أكثر مختلفين فى وحدات القياس من حيث التفرطح أو التدبب لذا كان لابد من قسمةرم (و) على أحد مقاييس التشتت أي على أهمها وهو الانحراف المعيارى مرفوعا لنفس قوة العزم الرابع المركزى (م وروع) أى أن :

$$\frac{d_{i, \eta}^{2}(1)}{d_{i}^{2}(1)} = \frac{(3 i_{0}^{2})^{2}}{(3 i_{0}^{2})^{2}} = \frac{(-3 i_{0}^{2})^{2}}{(-3 i_{0}$$

(اذا کانت ع أو σ غير معلومه) حيث أن ع أ، σ ° = زم س

وعليه فأن الكميه (طرم $_{(1)}$ $_{(1)}$ $_{(2)}$ تعبر عن زياده أو نقص التفرطح لأى توزيع تكرارى عن تفرطح التوزيع الطبيعي أو المتماثل أي أنه :

(۱) اذا كانت طرم (۱) لتوزيع تكراري معين أقل من (۳) فإن هذا التوزيع وبالتالي المنحني الممثل له ـ يكون مغرطحا (Platy kuttic)

(۲) أما أذا كانت طزم (٤) لتوزيع تكرارى معين أكبر من (٣) فإن هذا التوزيع ـ بالتالى المدخنى الممثل له ـ يكون مدببا (Leptokurtic).

مثال (۱۱):

إحسب معامل التفرطح من التوزيع التكراري بالمثال رقم (٧) السابق من هذا القصاء.

أولا : بأستخدام الانحراف المعياري (ع) ثانها : باستخدام العزم الثاني المركزي (زم س)

الحسيل:

ط ' (س ـ س) (ع ٔ ك)	(س-ش) ك (ح اك)	س ^ا ك :	س ك	U,	ك	ف
14711240 YE1091,9 14411,4 971014,4 9971061,7	17177,7 1878,07 777,44 17077,74 £800,74	10 170 177	10- YY- TO- 111- 1A-	1. T. V. q.	10 9 V 1V Y	
۳٦٨٥٣١٦٠	T0A	1777	Y12.		٥٠	المجموع

تمارين٦

 (١) إحسب بإستخدام العزوم المركزيه معاملي (أ) الإلتواء (ب) التفرطح للعبانات التاليه:

(۲) فيما يلى توزيع تكرارى لأعمار عينه من ١٠ أشخاص على حسب سد :

المجموع	٤٠_٣٠	_ ٧٠	-1.	منقر	فله العمر ف
1.	٧	٤	٣	١	العدد (ك)

المطلوب :

(أ) حساب معامل الإلتواء (بأكثر من طريقه)

(ب) حساب معامل التفرطح (بأكثر من طريقه)

(٣) الجدول التكرارى التالى يوضح توزيع عينه من العاملين مكونة من
 ٥٠٤ عامل بأحدى الشركات حسب فئات العمر:

المجموع	700	_0.	_10	_2.	_40	-4.	-40	-4.	نت
٤٠٠	777	00	٧٠	٨٠	٧٥	٥٠	77	١٢	4

المطلوب :

أولا: بإستخدام الرسم البياني حدد نوع الالتواء

ثانيا : إحسب معامل الالتواء بإستخدام .

(أ) معامل الالتواء لبرسون (ت١ ، ٣٠)

(ب) معامل الالتواء لباولي

(جـ) معامل الالتواء باستخدام العزوم في حالتين :

أولهمــــا : حول الوسط التسابى

ثانيهما : حول قيمه ثابته (أ) = ٣٥

(ثالثًا) : إحسب معامل التفرطح التوزيع .

(٤) إحسب معامل التفرطح من التوزيع التكراري التالي :

المجموع	01.	.70	-40	-4.	1.	ف
٧٠٠	٧٠	۳.	۸٠	٧.	٥٠	설

أولا: باستخدام الانحراف المعياري

ثانيا: باستخدام العزم المركزي الثاني .

(٥) إحسب نوع ومعامل الالتواء (بأكثر من طريقه) ، ومعامل التفرطح لكل
 من التوزيعات التكرارية الثالية وقارن بينها، بيانياً وحسابياً.

أرلا

-Y.	-1.	0•	_£:	-4.	-4.	-1.		ف
٣	٥	۱۳	٤٢	2.4	17	٥	٣	실

ئانيا :

-4.	_71	-0.	-£.	_٣٠	-4.	-1.	٠,	نف
٣	٦	41	40	40	*1	٦	٣	હ

ئالئا :

-v•	_ 7.	-0.	_ £ *	-4.	-4.	-1.		ف
٤	17	۲٠	40	40	٧.	17	٤	실

رابعا :

_٧•	_7.	-0.	_1.	-4.	~ 4.	-1.		ف
٣	٦	1.	10	٧.	٤٠	40	11	اك

خامسا:

-4.	-7:	~0*	- ٤٠	-4.	-4.	-1.		ښ
11	70	٤٠	٧٠	10	١٠.	٦	٣	ᆆ

الفصل السابع دراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر

مقدمــة عامـة:

إن ما نمت دراسته فى الفصول السابقه من تحليل لبيان ظاهرة ما وتلفيصها وعرضها جدوليا أو بيانيا فى شكل رسوم هندسيه أو مقاييس إحصائيه سواه أكانت مقاييس للمتوسطات أو مقاييس للتشتت أو تماثل أو التواء أو تفرطح للتعرف على الخصائص والمميزات التوزيع التكرارى لهذه الظاهرة يعنى ما سبق كان اظاهرة أو متغير واحد فقط سواء أكانت هذه الظاهرة هى الطول مكر

اكن هناك الكثير من المشاكل الإحصائيه التي تنطلب دراسة العلاقة بين ظاهرتين او متغسيرين او اكثر ، في كافسة المجسالات سواء أكانت إقتصمادية أو اجتماعية أو صحية أو تربوية أو تجريبية ... الخ.

وحيث أن أى ظاهرة لا تتغير بمعزل عن الظواهر الأخرى المحيطة والمرتبطة بها ، لذا كان الحكم السليم على ظاهرة ما يجب أن يتم من خلال دراسة علاقتها بالظرامر الأخرى التى تؤثر فيها وتتأثر بها، ومما لا شك فيه أنه بنلك تزداد الفائدة والحكم السليم والدقيق، وبقة التوقع الاحصائى، خاصة إذا أخذنا في الاعتبار أكبر عدد من الظواهر أو الموثرات عند إجراء هذه الدراساد؛

فعلى سبيل المثال الداحث الإقتصادي أو التسويقي تعنيه دراسة العلاقة بين المثلث على سلعة معينه ، وسعرها ، حيث أنه على صوء هذه العلاقة يمكن إقتراح سياسه سعريه ما لسلعة أو مجموعه من السلع المشابهة هذا من ناحية ، ومن ناحيه أخرى نجد أن الطلب على سلعة معينه يتأثر بسعر تلك السلعة أو أسعار السلع البديله ، ودخل المستهلك ، ومستواه التعليمي بالاصافه الى عمر وجنس المستهلك ، ومما لاشك فيه أن أخذ العوامل السابقة في الاعتبار سيساعد

إلى حد كبير فى التنبؤ بتحديد كميه الإنتاج المثاليه حاليا أو مستقبلا من هذه السلعة، وهكذا الأمر فى معظم إن لم يكن فى كل مجالات النشاط الاقتصادى والإجتماعى، وفروع العلوم الأخرى التجريبية.

وعلى ذلك فإن الباحث عندما يقوم بدراسة العلاقة بين ظاهرتين أو متغيرين أو أكثر يهدف إلى أمرين :

أولهما: قياس قوة العلاقة بين الظاهرتين أو المنغيرين، هل هذه العلاقة طردية أم عكسية أم لا توجد علاقة بين كلا المتغيرين، وإذا كانت توجد علاقة (طردية أو عكسية) فهل هي علاقة تامة أو قوية أو مقوسطة أو ضعيفة.

وسوف نتمكن من الحكم على قوة هذه العلاقة أو إنجاهها على النحو السابق ذكره بإستخدام أحد المقابيس الاحصائيه الهامة ألا وهو ، معامل الارتباط،

ثانيهما : قياس درجة العلاقة بين متغيرين أو أكثر بمعنى آخر هل ترتبط هذه المتغيرات بعلاقة خطية أم غير خطيه وبعد تعيين هذه العلاقة إستخدامها فى التنبؤ ويمكن الوصول إلى ذلك باستخدام أحد المقابيس الإحصائيه الهامه ألا وهر « خط الإنحدار »

(w) = c

يطلق على الدالة السابقة انها دالة في متغير واحد وهداك أمثلة عديدة لحالات التبعيه المشار النها عاليه من أهمها.

(١) الانفاق أو الاستهلاك داله في الدخل.

 (٢) مقدار الصريبه المستحقة على رأس المال ـ عادة ـ دالة في رأس المال .

- (٣) مساحة المربع داله في طول صلعه .
- كما أنه يقال الدالة ص = د (س ، ع) داله في متغيرين ومن أمثلتها .
- (۱) مساحة المستطيل (ص) تعتمد على طول ضلعه (س) ، وعرضه (ع) .
- (٢) الأجر (ص) يعتمد في تغيره على عدد ساعات العمل (س)
 ومعدل الإنتاجية في الساعة (ع) وهكذا.

كما أنه يقال للدالة.

ص = د (س ، ع ، ط ، هـ ، و ، ... الخ) دالة متعدده المتغيرات ومن أمثلتها.

- (۱) الانجاب (ص) من الممكن أن يكون دالة في درجة تعلم كل من الزوج والزوجه (س) ، والدخل (ع) ، والمستوى الصحى (ط) ، والمعتقدات الدينية (هـ) والاعراف الاجتماعيه (و)اللخ .
- (۲) إنتاجيه فدان القمح (ص) يتأثر بمنغيرات مستقله كثيره نذكر منها نوع التربة (س) ، وأنواع البذور المستخدمه (ع) ، وطريقه الزراعة (ط) وكميه المياة (هـ) وحاله الجر (و) ... الخ

وعليه فالانحدار يهتم أساساً بقياس الملاقة الرياضية بين المتغير التابع (ص) والمتغير المستقل أو المتغيرين المستقلين أو المتغيرات المستقلة على حسب الأحوال بحيث أنه بعد قياس هذه العلاقة الرياضية سواء أكانت خطية أو في صورة منحنى من آى درجة يمكن أن تتنبأ بقيمة (ص) بمطومية المنغير أو المتغيرات المستقلة (س) ، وهذا هو الدور الأساسي للانحدار (°).

أما الإرتباط فيهدف أساسا إلى تلخيص البيانات العدديه لأى ظاهرتين أو متغيرين في معامل واحديطاق عليه «معامل الارتباط» والذي يجرعن قوة العلاقة بين

^(*) راجع للمؤلف أساسيات الرياضيات ، مكتبه الأشماع ، الطبعه الثانيه ١٩٩٨ ، الاسكندرية .

المتغيرين دون الإهتمام بأى من هذين المتغيرين تابع أو مستقل أو ما اذا كان كل منهما مؤثر أو متأثر بالآخر .

وسوف تنصب دراستنا في الأجزاء الناليه على كل من :

أولا . تحليل الانحدار البسيط للعلاقه بين متغيرين .

ثانيا _ قياس معامل الارتباط الخطى بين متغيرين فقط .

وبالرغم من الاختلاف بين كل من الانحدار والارتباط في الهدف والتنفيذ الا أنهما مترابطين وسيتضح لنا ذلك تفصيلاً في نهاية هذا الفصل.

المبحث الأول

تعليل الانحدار البسيط

Simple Regression Analysis

١. مقدمية وتعاريف،

لقد تم معرفة الاتعدار (6) قبل معرفة الارتباط ، والاتحدار ظاهرة طبيعيه نرجمت إلى مفهوم إحصائى ، ويهدف تعابل الانحدار إلى تقدير معالم (مجاهيل) المعادلة الرياضية التي تجرعن العلاقة السببية القائمة بين المتغيرات شهيدا للوصول إلى أفضل تقدير أو (التدبؤ) للمتغير التابع (ص) أى تقدير بيانات عير معروفة مبنية على بيانات معروفة وذات صلة بالظاهرة المدروسة .

وعليه سيكون التركيز في هذا الجزء على الإجراءات الاحصائية اللازمة المراء عملية التنبؤ بمطرمية عناصر منخر ولمديطلق عليه المتغير المستقل (-Inde المجزء عملية التنبؤ بمطرمية عناصر منخر ولمديطلق عليه المتغير أخر يسمى المتغير التنبيم المتغير المجزء المجزء التنافية داليه وه ما يتضع لذا من الإجزاء التاليه

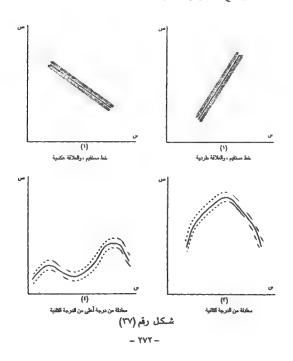
r . خط الانحدار (Regression line) :

(أ) أشكال الانتشار (Scatter Diagrams) وخطوط الإتحدار :

^(*) ترمسل إليه فرنسيس جالتين علم ١٨٨٠ .

^(**) إرجع في ذلك إلى التمثيل البياني ليمش الدوال ، اسلسيات الرياستيات الدواف ، مرجم سابق .

هل هي علاقة خطية أم غير خطية ؟ وهل هي علاقة طردية أم عكسية ؟ ويتضح لك من الإشكال الإنتشاريه التاليه:



أما فيما يختص بتحديد درجة الدالة أو المعادلة التي تمثل العلاقة بين المتغيرين فيمكن القول بأنة إذا وقعت النقاط في إنجاء مستقيم - المتغيرين في أي أنجاء - فإن العلاقة بين المتغيرين بمثلهما معادلة أو دالة من الدرجة الأولى على الشكل :

ص = أس + ب (حيث س المتغير المستقل ، ص المتغير التابع) أو س = م ص + ح (حيث ص المتغير اللمستقل ، س المتغير التابع)

لكن إذا كانت النقاط في شكل الإنتشار يمثلها منحنى منتظم أو شبه منظم له نهاية واحدة سواء أكانت صغرى أم عظمى ، فإن معادلة الدرجة الثانية في المتغير المستقل هي التي يمكن أن تمثل الصورة الجبرية للعلاقة الدالية بين المتغيرين وتكون هذه العلاقة على الشكل :

م*ن = أس + ب س + ح*ـ

[حيث (ص) المتغير التابع ، (س) المتغير المستقل]

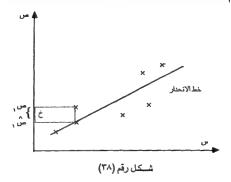
أو س = م ص ا + ل ص + ك

[حيث (س) المتغير التابع ، (ص) المتغير المستقل]

وأخيراً إذا كانت النقاط يمثلها منحنى منتظم أو شبه منتظم له أكثر من نهاية، فإن ما يمثله يمكن أن يكون معادلة من درجة أعلى من الدرجة الثانية تبعاً لعدد النهايات التي يمكن التعرف عليها من شكل الإنتشار .

وبما أنه يمكن رسم عدد كبير من الخطوط المستقيمة في شكل الانتشار في معادلة من الدرجة الأولى؟ فما هو المعيار المستخدم لتحديد أفصل خط مستفيم بمثل هذه العلاقة (Line of Best Fit) ويطلق عليه خط الإنعدار.

والمعيار المستخدم فى تحديد أفصل خط إنحدار هو إنحرافات القيم عن خط معين، فإذا كان مجموع مربعات الانحرافات أقل ما يمكن فإن ذلك الخط المعين هو أفضل خط مستقيم أو خط الإنحدار المطلوب ويمكن اثبات ذلك كما يلى: إفرض إننا نريد التنبؤ بقيم ص (ويرمز لها به مش) بمعلومية قيم عناصرالمتغير ص فإن الغرق هذا بين (ص - ش) ويطلق عليه بالخطأ العشوائى (أو بخطأ التنبؤ) وسنرمز له بالرمز (خ) وهو عبارة عن طول الخط الواصل مباشرة من النقطة ص (المشاهده) إلى نقطه مقابله على خط الإنحدار ولتكن (ص) بموازات المحور الذي يمثل المتغير ص كما في الشكل التالى:



وخط الانحدار:

وحيث الأمر الغالب عمليا في كثير من الظواهر التي تحكمها علاقه خطيه أن تنتشر قيم النقط المشاهده (ص حول خط الانحدار فيقع بعضها فوق خط الانحدار ويعضها تحت خط الانحدار أي أن الفرق (خ) قد يكون موجبا عند بعض النقاط وسالباً عند البعض الآخر، وعليه فإن محصلة هذا التغير سوف لا تُعبر فعلا عن مدى إنتشار النقط المشاهدة حول الخط الممثل لهذه البيانات، وأحد الوسائل المتبعه هو محاولة جعل مجموع مريحات قيم هذا الخطأ (مجـخ)

أقل ما يمكن أى عند حدها الأننى وهذا يتحقق رياضيا كما يلى عند النقطه (ر) حيث ر - ٢، ٢ ، ٣ ، ، ن

وعليه فالمطلوب إيجاد قيم كل من أ ، ب بحيث تكون مد خ عند حدها الأدنى .

وحل المعادله (٢) هو أحد الأساليب الرياضيه المعروفه لإيجاد قيم أ ، ب الذي تحقق النهايات الصغرى لهذه المعادله وبإستخدام أسلوب التفاصل الجزئي يمكن إيجاد قيم أ ، ب التي تحقق النهايه الصغرى د(محـ خ ٢)

فاذا رمزنا للطرف الايمن في معادله (٢) أي (محد خ) بالرمز (ي) فإن المشتنات الجزئيه بالنسبه إلى (ب ، أ) تكون :

ولايجاد النهاية الصغرى نساوى المشتقات الجزئية بالصغر نجد أن :

وبالقسمة على (-٢) ويفك الأقواس وترتيب المدود ينتج لنا المعادلتين التاليتين:

ربحل المعادلتين القياسيتين السابقتين (٣) ، (٤) معاً فإنه يمكن تقدير

الثــوابت (أ ، ب) ^(*) وبالتالى يتحدد خط الانحدار ـ الخط المستقيم الأمثل (النظرى) ـ الذى يمثل البيانات المشاهده الناتجه عن إستخدام طريقه المربعات الصغرى (Least Squares method) عند شروط محدده ، وتأخذ معادله خط الانحدار – أو معاملة التقدير أو (التنبؤ) – الصورة النالية:

أ عبارة عن معامل الإنحدار (Regression coefficient) أو ميل غط الانحدار المتنبؤ بقيد ص من س تكتب (ω / ω) وهو يمثل معدل الزيادة أو النقص في قيم ص لكل زيادة في المتغير المستقل (ω) قدرها وحدة ولحدة وتتراوح قيمته ما بين (ω > ω + ω

فإذا كانت إشارة (أ) مرجبه فذلك يعنى أن خط الاتحدار بميل إلى أعلا جهة اليمين وبالتالي فإن العلاقة بين المنغيرين تكون علاقة طردية .

أما اذا كانت إشارة (أ) سالبه فذلك يعتنى أن خط الاتصدار يميل إلى أسفل جهة اليمين وبالتالي فإن العلاقة بين المتعورين تكون علاقة عكسة .

مما تقدم يتضح لذا أن اشاره معامل الانحدار (أ) قوضح طبيعته الملاقة بين المتغيرين موضم الدراسة .

 (ب) ثابت الإنحدار (Regression Constant) أو قيمه المتغير من عند نقاطعه مع خط الإنحدار أي عندما س = صغر .

وعليه فإن :

$$\frac{\frac{\lambda - v_0 - v_0}{\dot{v}} \times \frac{\lambda - v_0}{\dot{v}}}{\dot{v}} = \frac{\lambda - v_0}{\dot{v}}$$

^(*) ممكن إستخدام طرق (الحذف: المصروفات ، والمحددات) لتحديد ثرابت هذه المطدلات، راجع أساسيات الرياسيات للمؤلف ، مرجع سابق .

حدد معادلة خط انحدار ص / س من البيانات التاليه باعتبار أن العلاقة بينهما بمثلها خط مستقيم باستخدام طريقه المربعات الصخرى ، ثم حدد قيمه ص عندما س = ٥٠

i	٧٠	ź	1.	١٠	14	٦	_w
	١٤	۲	1.	٤	٨	٦	ص

الصل:

٠٠٠ خط انحدار من / س على شكل:

$$\frac{\frac{\partial \Delta A}{\partial v} \times \frac{\partial \Delta A}{\partial v} - \frac{\partial \Delta A}{\partial v}}{\frac{\partial \Delta A}{\partial v}} = 1.$$

فإنه بازم إنشاء الجدول التالى التالى الحديد قيمة (أ) معامل الانحدار، وقيمة (ب) ثابت الانحدار.

س*	س من	من	س
77	44	٦	٦
166	97	٨	17
1	ź٠	£	١.
1	١	١.	١٠.
17	٨	٧	٤
1	44.	11	٧٠
Y97	۰۲۰	££	YF

$$\frac{\gamma_{r}}{\gamma_{r}} = \frac{\gamma_{r}}{\gamma_{r}} \times \frac{\gamma_{r}}{\gamma_{r}} = \frac{\gamma_{r}}{\gamma_{r}} = -\gamma_{r},$$

,
$$\omega = \frac{33}{r} - \lambda r, \circ \times \frac{\gamma r}{r} = i \gamma, \circ$$

وتصبح معادلة خط انصدار ص/س

ص = ۰٫۳۸ س + ۳٫۳۱ تقدیر قیمة ص عندما تکون قیمة س = ۰۰

۰٬۰۰ ش = ۲۸،۰ س + ۲۱،۰

وبالتعويض عن قيمة ص = ٥٠ في المعادلة الانحدارية السابقة
٠ * • ص = ١٠٩ × ٠ ، ٩٠ ، ٣٠ ، • ص

مثال(۲)؛

الجدول التالى يوضح المبيعات الكليه بأحد فروع شركات السيارات باحدى الدول (بالميلون جنيه) خلال المدة من ١٩٨٥ _ ، ١٩٩٥ (^{٥)}

1990	1992	1997	1997	1991	199-	1949	1944	1444	1447	1940	الينه
717	44.	۲٠٦	199	198	140	۱۷۲	171	107	101	15.	المبيعات س

والمطلوب :

- (أ) تحديد معادله خط اتحدار ص/س بغرض أنه مستقيم .
- (ب) باستخدام المعادلة في البند (أ) السابقة تنبأ بمبيمات هذا الغرع عام ٢٠٠٠.

الحل:

فى مثل هذه الحالات سنعبر من (المندات) المتغير المستقل ولكى يأخذ المنتفير من قيم سهله الإستخدام فلا بد أن نحدد(سنه قياسيه) ونمنبرها هى الزمن الصفرى (سنة الأساس) ، مع اعتبار سنه المبيمات كوحدة الزمن ، ومن ثم اذا اعتبرنا عام ١٩٨٥ هى السنه المختاره كزمن صفرى أى سنه ١٩٨٥ (س) صفر مثلا فأن الاعوام التاليه لها ستأخذ القيم ٢، ٢، ٢، ، الله ثم نستخدم نفس الخطوات السابق إتباعها فى المثال رقم (١) السابق وعليه فإن الجول التالى سيساعد فى تعديد ثوابت خط الانحدار المطلوب .

 ⁽ع) التأاهرة التي تتغير مع مرور الزمن ، ويطلق عائها السلة زمنيه ، وعادة ما يستخدم إسلوب تعايل الإتمدار
 في تعيين الاتباء العام اللسفانة الزمنية ، ومندافش ذلك تفسيلا في فصل السلامل الزمنية .

س ۲	س ص	س	المييعات	السنه
		باعتبار السنه الصغريه عام ۸۵	من	
صفر	صفر	صفر	12-	1940
١	101	١	101	۸٦
٤	717	۲	107	AY
٩	243	٣	171	۸۸
17	797	ź	۱۷۳	۸٩
70	970	٥	140	9.
۳٦	1104	٦	198	91
٤٩	1898	٧	111	97
٦٤	1784	۸	Y+1	98"
٨١	194+	٩	44.	95
1	414.	١٠	۲1 ۳	90
۳۸۵	1.444	00	1997	المجموع

لتسهيل العمليات الحسابيه في المثال السابق (۲) يمكن إعتبار السنه الصفريه (سنه الاساس) هي السنه المتوسطه في سلسلة سنوات المبيعات المعطاه وحيث أن سنوات السلسله المعطاه (١٩٨٥ ـ ١٩٩٥) - ١١ سنه فيمكن اعتبار السنه الصغريه (سنة الأساس) هي السنة التي ترتبها (٦) أي عام ١٩٩٠، ووحدة الزمن (سنة) وعليه تصبح السنوات السابقة لعام ١٩٩٠ (سالبة) والمسوات اللحقة لعام ١٩٩٠ (موجبة) وعليه يصبح جدول حسابات معادلة خط الانحدار كما يلي.:

س'`	س ص	س	المبيعات	السنه
		باعتبار السنه الصفريه عام ۹۰	ص	
10	4.,-	0_	15.	1140
17	7-1-	٤	101	۸٦
1	£7A_	٣_	107	AY
٤	777_	٧_	131	٨٨
1	4 47"_	١_	177	A1
مقر	منتز	مقر	1,40	11
١ ١	198	1+	195	11
£	44 4	4+	144	97
1	714	٣+	7-7	14
17	AA•	٤+	77.	11
40	1.70	0+	Y1 T	90
11.	77 17	منقر	1117	المجموع
, , , ,	AKV+			٠,

$$\frac{\frac{\partial \Delta u}{\partial v} \times \frac{\partial \Delta u}{\partial v} - \frac{\partial \Delta u}{\partial v}}{\frac{\partial \Delta u}{\partial v} - \frac{\nabla u}{\partial v}} = 1...$$

وفي مثالنا رقم (٣) السابقميث أن محـ س = صغر دائما فإن :

وعليه ستصبح معادله خط إنحدار ص/س (باعتبار سنه الاساس عام ١٩٩٠) هي :

والتنبؤ بالمبيعات عام ٢٠٠٠ فأن

ممكن إن يكون هناك خط إنحدار آخر لنفس البيانات الاحصائيه التي سبق أن حددنا منها خط إنحدار ص/س أي أنه يمكن تعميم ما سبق بالنسبه لانحدار ص/س لتعيين محادله إنحدار س/ص لكن في الحالة الأخيرة سنفرض وجود علاقة خطية بين س ، ص ، وأن س تمثل المتغير التابع ، ص تمثل المتغير التابع ، ص تمثل المتغير التابع ، ص

حيث (م) معامل أنحدار س/ص ويلاحظ هنا أننا رمرنا للثوابت برموز مختلفه (م، ح.) عنه في معادله ص/س مما يشير إلى أنه ليس صروريا أن يكون أ - م أو ب - حد أو كلاهما .

كما أن ميل خط الانحدار اللتثبؤ بقيم ص من ص بطريقة المريحات الصغرى ⁽⁺⁾ ويمكن الحصول عليه من المعادلة التالية .

، (حـ) ثابت الانخدار أو قيمه المتغير س عند تقاطعه مع خط الانحدار أي عندما ص ~ صفر ، ويمكن الحصول عليه من المعادلة التاليه :

لكن قبل اعطاء أمثله توضح كل ما تقدم يجب أن نشير هذا إلى تسأؤلين هامين (إذا كانت لفض البيانات الاحصائيه) ، أولهما هل نحصل على خطى انحدار دائماً من نفس البيانات الاحصائية، وثانيهما هل يتقاطع خطى الإنحدارعد نقطه محددة إحداثياتها (س ، س) .

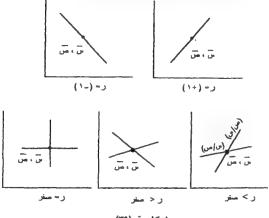
والأجابة على التساؤلين السابقين تتلخص فيما بلي:

(۱) اذا كان الارتباط تام (\pm 1) بين المتغيرين س، ص نجد أن جميع النقاط في شكل الانتشار تقع على خط مستقيم ومن ثم فأن خط الانحدار (\pm 0) من).

^(*) ممان = رممان + نزما ممان مان = رممان [†] + مامان

 ٢ - عندما لا يكون الارتباط تاما بين س ، ص هنا يختلف خط انحدار (ص/س) عن خط انحدار (س/ص).

ويتمنح هذا الأختلاف من الشكل التالي الذي يومنح الاومناع التقريبية لفطي الانحدار عند بعض قيم معامل الارتباط بين المتغيرين.



شکل رقم (۳۹)

٣ - في كافة الأحوال السابقه (فيما عدا حالات الأرتباط التام) يتباعد خطى الانحدار عن بعضهما البعض تدريجيا ويصل هذا التباعد الى حده الأقصى عندما ر ~ صفر ، لكن في كافة الأحوال السابقه يتقاطع خطى الانحدار في نقطه ثابته إحداثياتها ش ، عن المتغيرين .

مثال(٤):

حل المثال رقم (١) المابق بإعتبار أن س المتغير التابع ، ص المتغير المستقل .

الصل:

لتحديد معادله خط انحدارس / ص في صورة خط مستقيم

يلزم اعداد الجدول التالي:

من ۲	س من	Ų.	من
77	7"7	3	7
7.5	97	14	٨
17	٤٠	١٠	٤
1	1	1.	1.
٤	٨	٤	٧
197	44.	4.	11
£17	٥٦٠	7.4	íí

$$\frac{2r}{r} \times 1,179 - \frac{2r}{r} = 2r$$

V,TTT × 1,174 _ 1+,TTT =

A,779 _ 1.777 -

۲,٠0٤ =

وتكون معادله خط انحدار س/ص هي

(وبالطبع تختلف عن خط انحدار ص/س لنفس البيانات الاحصائيه)

(٤) الخطأ المعياري لمعادلة الإنحدار (٥) (Standard Error of Estimate)

إن الهدف الأساسي من تقدير معادله إنحدار ص/س أو س/ص هو استخدامهما في التنبؤ بقيم المتغير التابع التي تناظر قيم معينه للمنغير المستقل ، ومن ثم فكاما زادت دقة تحديد معادلة الانحدار كلما زادت دقة التنبؤ أو التقدير والذي يعنبر أساسا هاما للتخطيط السليم في كافة المجالات محل الدراسة .

لكل ما سبق كان على الباحثين الإحصائيين التأكد من دقة تقدير معادله الانحدار ، أو بمعنى آخر قياس خطأ التقدير في معادلة الانحدار وبالقالى دقة التنبؤ ، صغر هذا الخطأ كلما زادت دقة تقدير معادله الانحدار وبالقالى دقة التنبؤ ، والعكس صحيح.

و قد تم التوصل إلى ما سبق عن طريق مقياس إحصائى يحدد درجة الإختلاف بين القيم الفطيه للمتغير التابع ($\hat{\alpha}$) فى

 ⁽ع) يجب عدم الخلط بين الخطأ السيارى ، والاتحراف المعرارى ، فيرغم أنهما يعتبران مقياسين للتشتت إلا أن الأول يقيس التشتت حول خط الاتبحار بينما يقيس الثاني التشتت حول الوسط الحسابى ، كما أن الأول يستخدم لإختبار مدى دقة توفيق الفط السنفيم .

مثال (٥) ،

من المثالين (١) ، (٤) السابقين أوجد قيمة كلا من :

أولا : ع ساس ثانيا : ع ساس

الحسل :

أولا: ع ١٠٠٠ :

(ص-صُ) ً	(ص۔ صُ)	صُ = ۲٫۰۷۱ س + ۲۲۰۰	مں	س
٠,٢٠٦١	,101-	0,£7=7,*Y1+7×*,£1Y0	٦	٦
,****	٠,٠٢١_	A, . 11 = T, . 11 + 17 × 110	۸	17
10,7120	7,197_	V,117=T,.V1+1.×.,£170	٤	1.
٧,٨٦٢٤	۲,۸۰٤	V,197 = 7,.V1 + 1. × .,£170	١.	١.
٧,٤٠٨٣	۲,۷۲۱_	£,YY1=T,*Y1+ £ × *,£1Y0	٧	£
٧,١٧٧٠	7,774	11,771 = 7,·V1 + 7· × ·,£170	11	٧.
47,4747	مفر		11	٦٢

$$\frac{\dot{v}}{\dot{v}} = \frac{\dot{v}}{\dot{v}} = \frac{\dot{v}}{\dot{v}} \cdot \dot{v}$$

$$\frac{\dot{v}}{\dot{v}} = \frac{\dot{v}}{\dot{v}} \cdot \dot{v} = \frac{\dot{v}}{\dot{v}} + \frac{\dot{v}}{\dot{v}} +$$

ومن بيانات حل المثال رقم (١) السابق حصلنا على تقدير معادلة خط انحدار ص/س ومنها نجد أن :

$$i = 0.13.$$
 $i = 0.13.$
 $i =$

ثانيا :

ومن بيانات حل المثال رقم (٤) السابق حصلنا على تقدير معادلة خط انحدار س/ص ومنها نجد أن:

Y,£7 =

المبحث الثاني

· Correlation ، الإرتباط ،

مقدمة

فى المبحث الأول من هذا الفصل تمت دراسة العلاقة بين متغيرين (س ،) أحدهما متغير مستقل والأخر متغير تابع ، حيث أنه عن طريق الإتحدار أمكن قياس العلاقة الرياضية بين المتغير التابع والمتغير المستقل وياستخدام معادلة خط الإنحدار أمكنا أن تتبأ بقيمة المتغير التابع بمعلومية قيمة المتغير المستقل، في حين أن الإرتباط يقيب لل قوة العلاقة بين المتغيرين س ، مس بصرف النظر عن أيهما متغير تابع وأيهما متغير مستقل، ويهدف الإرتباط إلى قياس العلاقة بين المتغيرات من حيث القوة والإتجاه، فتأثر متغير بما يطرأ على متغير آخر من تغير يدل على أن بين المتغيرين علاقة أو أن هناك إرتباط بينما عدم التأثر يدل على إنعدام كل من العلاقة والإرتباط بينهما.

فإذا كان لدينا عدد (ن) من أزواج القيم (س، ص,)، (س، ص,)، (س، مص,) ، (س، مص,) ، (س، مص,) المتغيرين س ، ص سواء تم المحصول على أزواج القيم المشار إليها من مصادر تاريخيه ، أو مصادر ميدانيه وأردنا دراسة العلاقة الارتباطية بينهما، فيتم تنظيم قيم كل من عناصر المتغير الأول في عمود، وعناصر المتغير الآخر في عمود ثاني إذا كانت أزواج القيم قليلة ، إما إذا كان عدد أزواج القيم كبيرا فيتم تبريها في جدل تكراري مزدوج . وهناك اكثر من طريقة المعرفة طبيعة العلاقة بين متغيرين أو اكثر من

(أ) شكل الإنتشار

(ب) تلخيص البيانات في معامل واحد هو ، معامل الإرتباط ، سواء أكانت البيانات كمية أو كانت البيانات وصفية.

وبناء على عدد المتغيرات التي تدخل في حساب معامل الإرتباط فإنه يمكن حصر أنواع الإرتباط فيما يلي.

أولاً : الإرتباط الحطى بين متغيرين مسواء كان.

أ_ إرتباط خطى بسيط ، Simple Correlation ، وهو الإرتباط بين ظاهرتين أو متغيرين فقط ككمية المحصول وكمية السماد المستعمل .

ب ارتباط جزئي ، Partial correlation

ثانيا : الارتباط المتعدد « mitiple Correlation ، بين متغير من جهه ومتغيرين أو أكثر من جهة أخرى، كدراسة العلاقة بين كميه المحصول وكل من كمية السماد وكمية مياه الرى ، ونوع التربة ، وطريقة الزراعة ... الخ .

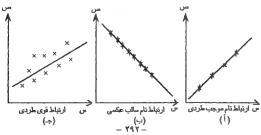
وسنهتم في هذه المرحلة بالإرتباط الخطى البسيط بإستخدام كل من: (أ) شكل الانتشار.

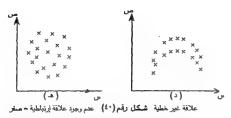
وهو شكل ببانى يعطى فكره مبدئيه عن إنجاه وقوة العلاقة دون تحديد لقيمة معامل الإرتباط، حيث يمثل كل زوج من أزواج القيم المتناظرة للمتغيرين من، مس بنقطة في مجال شكل الانتشار، وبذلك يتكون لدينا عدد من النقاط الاحداثيات أيساوى عدد أزواج القيم، وشكل إنجاه النقاط المتنابع يعطى صورة تقريبية للعلاقة الارتباطية بين المتغيرين من ، من من حيث:

١ ـ نوع هذه العلاقة خطيه أم غير خطيه .

٢ _ إنجاة العلاقة طردية أم عكسية .

ويتضح لنا ما تقدم من الأشكال الانتشاريه التاليه .





ففى الشكل (أ) هناك علاقة إرتباط تامه طرديه حيث نجد أن الزيادة فى أحد المتغيرين مصحويه بزياده فى المتغير الثانى بنفس النسبه لذا وقعت كل نقاط الإحداثيات على خط مستقيم.

أما فى الشكل (ب) هناك علاقة إرتباطية نامة عكسية حيث نجد أن النقص فى أحد المتغيرين بقابله زيادة فى المتغير الآخر وبنفس النسبة ، لذا وقعت كل نقاط الإحداثيات على خط مستقيم.

أما في الشكل (حـ) فهناك علاقة إرتباطية قوية موجبة ، حيث أن الزيادة في المتغير الأول يتبعها زيادة في المتغير الثاني لكن ليست بنفس النسبة، ويكون توزيع نقاط الإحداثيات قريبا من خط مستقيم .

أما فى الشكل (د) فهناك علاقة إرتباطية ولكنها ليست خطيه أى علاقة إرتباطية غير خطيه لذا نجد أن نقاط الاحداثيات ليست فى اتجاه ثابت مستقيم ولكن فى شكل مدحلى.

أما في الشكل (هـ) فليست هناك علاقة إرتباطية بين التغير في المتغير الأرل والتغير في المتغير الثاني - لذا نجد أن نقاط الاحداثيات منتشرة في جميع الإنجاهات. (أي ليست في صورة خط مستقيم أو شبه مستقيم، كما أنها ليست في صورة مدحني من أيه درجة.

مما تقدم يتضح لنا أنه اذا إنحصرت نقاط لحداثيات (س ، ص) في شكل الانتشار داخل قطاع صبيق دل ذلك على وجود إرتباط قوى أما إذا انحصرت النقاط داخل دائرة دل ذلك على صعف الارتباط أو إنحدامه بينهما. (ب) معامل الإرتباط (Correlation Coefficient) بين معامل الإرتباط (منفيرين وسنرمز له بالرمز (ر(r-r):

هو مقياس وصفى لا يتأثر بوحدات القياس يلخص العلاقة الإرتباطية من حيث القوة أو الاتجاه بين ظاهرتين أو متغيرين فى رقم واحد يطلق عليه معامل الإرتباط، حيث يأخذ هذا المعامل أى قيمه بين (- ١ ، + ١) حيث القيمة تدل على قوة الإرتباط، كما تدل الإشارة على إتجاه العلاقة الإرتباطية.

وقد صنف البعض (**) قوة هذه العلاقة إلى مستويات وفقاً لما يأتى:

التفسير	ى فئة معامل الارتباط				
ضعیف جدا	منفر ۳۰٫۳۰				
متعيف	۰,۵۰ _ ,۲۰				
متوسط	*,Y* = *,0*				
قـــو <i>ي</i>	*,¶* _ *,Y*				
ق <i>وي</i> جدا	1, _ +,4+				
تــام	۱ <u>+</u>				

وإن كان يرى البعض الآخر أن تفسير معامل الإرتباط يمكن أن يكون موقفيا .

ولنذهب فيما يلى الى كيفيه حساب معامل الارتباط النطى البسيط وهنا سنفترض أن الارتباط خاص بين متغيرين فقط ، أى تجاهل أى علاقات لهذين المنفيرين بأية متغيرات أخرى من ناحيه ، كما أن العلاقة الداليه بين المتغيرين من الدرجة الأولى تمثل بيانياً بخط مستقيم، وسنتناول دراستنا قياس هذا المعامل لبيانات كمية غير مبوية (مفردة) أو لبيانات كمية مبوية فى صورة جدول تكرارى، فى البغود التالية:

 ^(*) معامل بيرسون للارتباط... حيث توصل اليه البريطاني كارل بيرسون سماء معامل صرب العزوم للإرتباط.

^(**) هنكل وآخرون .

أولا ، معامل بيرسون للإرتباط لبيانات مفرده ،

 (أ) اذا كان لدينا متغيرين س ، ص توجد بينهما علاقة خطيه بسيطه فإذا سحينا عينه حجمها (ن) من أزواج القيم المتناظرة التالية .

المتغیرس: س ، س ، س ، س .

المتغير ص: ص, ، ص, ، ص, ، مص ، ، ، ، ، ، ، ص

وکان الوسط الحسابی لقیم کل من المتغیر س هو (س) والمتغیر ص هو (ص) والانحراف المعیاری لهما (ع ، ، ع ، ، ع ال الترتیب ،

ولما كان : ن س = محسس ، ن ص = محسص

، ن ع' _ن = محـ (س ـ سَ)` ، ن ع' _ن = محـ (ص ـ صَ)`

كما أن الارتباط بين المتغيرين س ، س يعنى أن التغير في أحدهما يكون - عموماً - مصحوباً بتغير في الآخر، فإذا قلنا أن التغير في كمية مثل (س) أو (س) ممقدار هذا التغير يساوى الفرق بين القيم التي تأخذها (س)، ووسطها الحسابي (س) ونفس الأمربين (ص) ، (ص).

أو بعباره أخرى سنعتمد هنا لقياس معامل الإرتباط على انحرافات القيم عن وسطها الحسابي وعليه فإن معامل بيرسون للارتباط يعرف كالآتي :

حيث غ س ص تعرف بالتغاير (Covariance) بين س ، ص ويحصب بالصيغه التاليه .

ويعبر عن انجاة العلاقة بين س، س.

ونظراً الإحتمال إختلاف وحدات القياس في كل من س، ص فقد تشير س

إلى الممر بالسنين مثلا ، ص تدل على الوزن بالكيلو جرامات هذا بجانب إختلاف تشتنهما ، مما يفسد المقارنه بين هذه الإنحرافات على علاتها والتغلب على المشكله السابقه - إختلاف وحدات القياس بين المتغيرين - فقد إستخدم بيرسون الرحدات المعارية كما يلى :

$$\left(\frac{\overline{U} - U}{3}\right)$$
, $\left(\frac{\overline{U} - U}{3}\right)$

وعليه يصبح معامل بيرسون للارتباط على الصورة :

 (ب) حساب معامل الإرتباط الخطى البسيط بإستخدام القيم الأصليه مباشرة .

إن حساب معامل الارتباط باستخدام المعادله (٢) تقتضى حساب كل من س مرة فإذا ما كانت قيمتهما كسريه في مثل هذه الحاله ستتعقد العمليات الحسابيه ، مع زيادة إحتمالات الوقوع في الخطأ ، للأسباب السابقة فإنه من الأسهل حساب معامل الإرتباط باستخدام المعادله التاليه والتي تعتمد على القيم الأصليه مباشره لكل من س، مس دون تحريلها إلى قيم معباريه .

$$c = \frac{\frac{\Delta c}{\Delta c} \frac{\partial c}{\partial c} - \frac{\Delta c}{\Delta c} \frac{\partial c}{\partial c} \times \frac{\Delta c}{\partial c}}{\frac{\partial c}{\partial c} \frac{\partial c}{\partial c} \frac{\partial c}{\partial c}} \times \frac{\Delta c}{c} \frac{\partial c}{\partial c} \times \frac{\Delta c}{\partial c} c}{\partial c} \times$$

حيث (ن) تمثل عدد أزواج القيم للمتغيرين .

ويفضل إستخدام المعادله (٣) اذا كانت فيم س ، ص صغيره نسبيا .

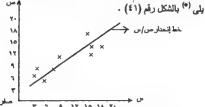
مثال(١):

الجدول التالى لدرجات عشره من طلاب الكليه فى إمتحان مادئى ، الرياضيات (س) ، الاقتصاد (صر) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين س ، ص ياستخدام القيم الأصليه مباشرة .

	1.	٦	12	٨	٥	٨	٨	14	14	س
į	14	11	17	10	١٠	٧	۱۲	10	17	ص

المل :

طالما أنه ليس لدينا فكرة محددة عن إنجاه العلاقة بين س ، ص لذا يفضل أن تحدد إنجاه العلاقه باستخدام شكل الأنتشار لكل من س ، ص كما



ومن الشكل الانتشاري يتضع وجود علاقه خطيه طرديه بين المتغيرين س، ص .

ومن واقع النتيجة السابقة - التي لم تذكر في سياق المثال - عن طبيعه العلاقه بين كلا من درجات الطلاب في الرياضيات (س) والاقتصاد (ص)

^(*) لرجاه في سباق الشائل أن الملاقه بين س، ص خطيه (أو في مسورة خط مستقيم) في هذه العالله لن تجرى عمله شكل الأنتشار الششار إليها

والتى أتضح أنها علاقه خطية ـ لذا سنستخدم معادله معامل الارتباط الخطى البسيط لقياس هذه العلاقه وهي :

يقتضى منا إنشاء الجدول النالى الوصول إلى العلاقة الإرتباطيه

المطلوبه .

مں ۲	س"	س من	من	ىن س
PAY	166	4.5	17	14
440	111	14.	10	14
188	7.5	11	14	٨
٤٩	٦٤	50	٧	Α
1	ay.	٥٠	1.	٥
770	7£	14.	10	٨
707	143	377	13	18
171	n	77	11	٦
171	1	14.	11	11
177-	ATY	1143	177	AT

حیث ن = ۱۰

$$\frac{17,7 \times A,7 = 11,7}{150,45 \pm 100, 100} = \frac{17,4 \times 7,77}{150,45 \pm 100, 100} = \frac{17,77 = 114,7}{150,45 \pm 100, 100} = \frac{17,75}{150,45 \pm 100, 100} = \frac{17,75}{150,45} = \frac{17,75}{150,45} =$$

(ح) حساب معامل الإرتباط الخطى البسيط بإستخدام وسط فرصى :

ريفضل إستخدام هذه الطريقة في حالتين اولهما: اذا كانت القيم الأصايه أس ، ص كبيرة نسبيا ثانيهما اذا أخذت كل من س ، مس أو كلاهما قيما كسريه أو قيم صحيحه وكسر ويكون معادلة معامل الإرتباط على الصورة:

$$\frac{\lambda - \sum_{i} \sum_{j=1}^{N} \frac{\lambda - \sum_{i} \sum_{j=1}^{N} \frac{\lambda - \sum_{i} \sum_{j} \sum_{j} \sum_{j} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{j} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{j} \sum_{j} \sum_{j} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{$$

مثال (۲):

فيما يلى أطرال س (بالسنتيمتر) وأوزان مس (بالكيلو جرام) لمينة عشوائية مكونة من عشرة أشخاص.

۱۷۲	14.	177	17.	170	1.41	14.	17•	179	178	الطول (س)
٥٠	۳٥	٦٠	71	٥A	75	٥٠	٥٥	٧٠	11.	الوزن (س)

والمطلوب:

حساب معامل الإرتباط الخطى البسيط بين طول الشخص ووزنه .

العل :

ح ً س	٦,٢	حین ځیس	ح = (من-لًا)	ح = (س-أ,)	من	יט
۸۱	n	of_	1+	1_	39	1718
100	١	1	1++	١ ا	¥4	111
40	مقر	مقر	0_	مبئر	00	14.
300	1	1	1	1++	01	14-
٩	141	117+	۲+	11+	15	1A1
٤	ay	1++	٧_	٥_	DΑ	170
١	100	۱۰_	1+	1	- 11	13+
ستر	4	مقر	مقر	٣_	10	178
£1	مقر	مقر	٧_	مقر	70	14.
3	ŧ	4	1	۲+	04	191
£719	TAY	101_	11_	٧_	1i	14,1

$$\frac{\frac{11-}{1\cdot} \times \frac{Y-}{1\cdot} - \frac{101-}{1\cdot}}{\frac{11-}{1\cdot} - \frac{\xi11}{1\cdot} \sqrt{\frac{Y-}{1\cdot} - \frac{YAV}{1\cdot}}} = 0...$$

(د) حساب معامل الارتباط الخطى البسيط بإستخدام الإنحرافات المغتمرة :

وتستخدم في نفس ظروف الطريقة (هـ) السابقه بشرط أن تقبل قيم ح م القسمه على عامل مشترك (بدون باق) وليكن (ل.) ، كما تقبل قيم ح من القسمة على عامل مشترك (بدون باق) وليكن (لم.) واستخدام الإجراء السابق سيساعد على تبسيط الممليات الماسيية أكثر منه في طريقة الوسط القرمني (هـ) السابقة وتكون متعادلة معامل الارتباط في هذه العالة على صورة .

حيث :

$$S_{ij} = \frac{S_{ij}}{U_{ij}}$$
, $S_{ij} = \frac{S_{ij}}{U_{ij}}$
($I_{ij} = I_{ij}$)
 $S_{ij} = I_{ij}$)

الجدول الدالى يبين تكافه العمالة (بالألف دولار) س، في عدد ثماني مصانع للملاس الجاهزة ، وقيمه الانتاج الشهرى (بالألف دولار) مس .

٦٨	٧٤	Αŧ	٦٤	20	7.	30	٥٠	ייט
Αŧ	٨'n	41	٨٤	٧٢	VA.	٧٢	٦,٨	ص

والمطلوب:

حساب معامل بيرسون للارتباط الخطى باستخدام طريقه الفروق المختصرة.

الصل:

ي ^ر ر	ځ′ ن	ح کی عاس	ح کس	5گ	7س	٦٥	m	יט
11	£1	ro	A_	٧_	11	16	74	٥٠
17	40	٧٠	£_	٥	A	11-	n	01
3	£	1 1	۲_	٧_	٦	٤_	YA	7.
77	77	n	٦_	٦_	17_	14_	YY	70
مقر	مقر	مغز	مقر	مغر	سقر	مقر	A£	3.5
77	1	7.	. 1	1.	14+	4++	17	Α£
٤	40	١.	٧		£+	1+4	M	٧٤
مبقر	٤	مقز	متر	4	مناز	£+	AE	AF
170	727	144	11 <u>"</u>	ر. = ۲ زي = ۲			i, -2	1:-,1

ثانيا : معامل بيرسون الإرتباط ابيان كمية مبويه (جداول تكرارية)

إذا أردنا حساب معامل الإرتباط لمتغيرين س ، مس وكانت أزواج المشاهدات كبيراً نسبيا ، فمثلا أذا جمعنا بيانات عن الإنتاج (س) ، والإجر (ص) عن مائه أو مائتين عامل في أحد المصانع ، ففي هذه الحاله يكون من الصعب وضع هذه البيانات بدون تبريب (مفرده) واستخدام المحادلات السابقة عند حساب العلاقة الإرتباطية بين الإنتاج والأجر، لكن في مثل هذه العالات عليا نبريب كل من المتغيرين (س)، (ص) لكن يجب تبريبهم في جدول تكراري مزدوج (٠٠) فإذا نبين لنا أن العلاقة خطية بين س ، ص فلا تختلف المحادلات المستخدمة

^(*) انظر الجداول التكراريه المزدوجه بالفصل الثالث .

عنه عند حساب معامل الإرتباط الخطى لبيانات مفرده ، مع مراعاة ما يلى :

ا. أن (س) تمثل في حالة البيانات العبوية مراكز فئات المتغير (س) كما أن فئات المتغير (س) وما يناظرها من تكرارات (كي) تشكل وحدها جدول توزيع تكراري يطلق عليه (جدول النوزيع الهامشي تقيم س) .

أ ـ أن (من) تمثل في هذه الحاله مراكز فنات المتغير (من) ، كما أن فنات الفتغير (من) وما يناظرها من تكرارات (ك من) تشكل أيضا وحدها جدول توزيع تكراري يطلق عليه (جدول التوزيع الهامشي لقيم من) .

٣- بدأه على ما سبق رعند حساب معامل الإرتباط الفطى الليانات السببه ، فيجب علينا تعديل المعادلات السابقه في حاله البيانات المفرده بحيث تتبح إدخال التكرارات لجدول التوزيع المزدوج في الإعتبار وستكون على النحو للثائي :

أولا ، بإستخدام القيم الأصليه مباشرة ،

س ، لك _م ، من ، لك _{من} تشير إلى مراكز فنات وتكرارات س ، من على الدرتيب .

، ك ي من تشير إلى التكرارات المشتركة .

امدائي - مدائي - مدائ

يفضل إستخدامها إذا كانت س ، ص ذات قيم بسيطة وقيم تكراراتها المناظرة بسيطة أيضاً.

ثانيا ، بإستخدام الإنحرافات عن وسط فرضي ،

تستخدم لتسهيل العمليات الحسابية إذا كانت قيم س، ك ، عس ، ك م م ، ك م م ك الم م كبيرة وكانت الفات غير منتظمة أو منتظمة .

ثالثا : باستخدام الإنحرافات المختصرة :

$$(3_{10} - \frac{3_{10}}{b_{1}})b_{1} + anter (3_{10} - \frac{3_{10}}{b_{1}})b_{2} + anter)$$

وهى الصيغه الشاتعه الإستخدام ، لسهولة عملياتها الحسابية وتتاسب جداول التوزيمات التكوارية المنتظمة .

وبالطبع كافئة الصور السابقه لحساب معامل بيرسون للارتباط تودي إلى نفس النتيجة .

مثال(٤):

الجدول التالي يوضح عمر الطفل بالمنوات (س) ووزنه بالكيار جرامات

(ص) لعينه مكونه من ٢٠٠ طفل .

المجموع	Y• _ 1A	-17	_11	_11	-1.	5 0
19		٧	٥	٨	٤	أقل من سنه
٤٠	4.	٧	14	11	٦	-1
· V1	11	1.4	Y£	11"	٥	-4
٥٠	9	16	14	٩	۲	-4
٧٠	٣	٨	٧	۲		0_1
4	4.1	٤٩	OF	٤٣	17	المجموع

والمطلوب:

حساب قوة الملاقة بين (س ، ص) بإستخدام معامل بيرسون للارتباط وفقا أما بلى :

أولا : طريقة القيم الأصليه مباشرة .

ثانيا : طريقة الانحرافات عن وسط قرضي .

ثالثا : طريقة الانجرافات المختصرة .

الحال:

أولا : باستخدام القيم الأصايه مباشرة

وسيتم الحصول على عناصر القانون السابق مما يلى : (١) التوزيع الهامشي أبد(س)

سْ ك ي	س ك ن	س (مراكز الغات)	2 ي	فسين
٤,٧٥	۹,٥	٠,٥	11	أقل من سنه
4.,	٦٠	١,٥	٤٠	_1
117,70	177,0	٧,٥	٧١	_7
717,00	170,00	۲,٥	٥٠	_#
1.0,	4.	٤,٥	٧٠	0_1
1007	917		7	المجموع

(٢) التوزيع الهامشي أ-(ص)

ص الكي	من ك س	مں	کے س	ن من
Y-0Y	YAY	11	17	-1.
7777	009	14.	٤٣	_14
12770	970	10	٦٥	_16
12171	AYY	17	٤٩	-17
TATE	191	19	41	Y+_1A
17197	T+ EA		4	المجموع

(٣) جدول التوزيع المشترك للمتغيرين (س، ص)

	11	14	10	17	11	وكزس	
مد بن ص في رس	414	_17	_16	_11	-1.	خاک مر فکات ق	مؤكزس
144,0	۔ مغز	14 41	£4'0	A Ya	177	أقل من سنه	*,8
44.	A0,0	144'4	797,e	715,0	11	_1	1,0
4414 ,0	٥٧٢,٥	AP 1Y	900	£177,4 11°	WV,a	-4	7,0
1504	014,0	ATT 1E	17 · 1A	£+9,0 9	w	_٢	۳,۰
NEDA	Total	A YEE	£4£°	114	- مر	0_1	£,0
7977	1575	41-0,0	Yo£Y,o	1710,0	170,0		مدان من گارین

حصلاا علي مدس ص ك ي س كما يلي :

١ ـ حددنا مراكز فئات (س) بدلا من فئات (س)

٢ ـ حددنا مراكز فاات (ص) بدلا من فات (ص)

 \overline{Y} - نقوم بعثرب مركز أفدة (س) × التكرار المناظر الموجود بالخلية في مركز فنه (س) × مركز فنه (س) المناظر لهذا التكرار، فمثلاً تكولو الخلية (٤) مركز فنه (س) × مركز الفقة الأولى من الصف الأولى يمنرب في مركز الفقة الأولى له (س) أي الصف (س) أي المسف الأول أي 11 أي بصرب – Y × Y × Y × Y × Y × Y الطيق توضع في مربع داخل الطيع الخلية الأولى أمام المنتة الأولى في (س) وتكرر ما سبق في كافة خلايا الهدول كتا

وبالتمويض في المعادلة (٦) من بيانات الجداول السابقة نحصل على

$$\frac{17 \text{ FV}}{1000} - \left(\frac{100}{100}\right) \left(\frac{10$$

ح' ر ك	ح رك و	عن≡. (س-أر)	U	<u>ئ</u> ى	فس
٧٢	٣٨_	٧_	۰,٥	11	أقل من سنه
٤٠	£+_	١	1,0	٤٠	-1
مغر	منقز	مشر	۲,٥	٧١	_4
٥٠	0.+	1+	۳,٥	٥٠	_4
۸۰	٤٠+	4+	٤,٥	٧٠	0_1
727	۱۲	ميقر	7,0 - ,i	7	المجموع

(٢) التوزيع الهامشي أله (ص)

ح'س ك س	ح س ك س	ت س	من	ك س	ف من
777	٦٨	٤_	- 11	1٧	_1.
177	۳.۳	٧_	١٣	٤٣	_14
منقر	صفر	منقز	10	٦٥	_11
193	9.4+	4+	17	£9	_11
213	1+1+	٤÷	14	41	Y+_1A
1.01	٤٨	صفر	10-,1	۲٠٠	المجموع

(٣) جلول التوزيع المشترك للمتغيرين (س ، ص)

	ŧ+	¥+	مخر	٨_	i_	3-6	
مدح رح س گسرس	19	14	10	15	11	نان فاص	7 س
07	1	A. Y	° مغر	177 Å	3 77	الأرمنسته	Ψ_
٧٠	Y Y	1£_ ¥	۱۲ منو	π 11	YE	-1	1_
سفر	۱۱ مغر	۱۸ سنو	٧٤ سنر	۱۲ مغر	٥	_4	مغر
YA.	E 1	¥A 18	۱۱ ستر	A. 1	A. Y	۲	1+
£A	YE T	A 177	٧	A.	- بز	0_1	۲+
77.1	£A	TA.	مثر	¥A.	£A	مدعرعرافرس	

الخلية الأولى في الصف الأول في الجدول $\sim 1 \times 3 \times 2 = 7$ الخلية الأانيه في الصف الأول في الجدول $\sim 7 \times 4 \times 2 = 7$

وبالتعويض في المعادلة رقم (٧) من بيانات الجداول السابقه

$$C = \frac{\frac{Y\Gamma}{\sqrt{Y^{*}}} - \left(\frac{Y\Gamma}{\sqrt{Y^{*}}}\right)\left(\frac{\Lambda^{3}}{\sqrt{Y^{*}}}\right)}{\sqrt{\frac{Y^{*}}{\sqrt{Y^{*}}}} - \left(\frac{\Lambda^{3}}{\sqrt{Y^{*}}}\right)^{Y}} \times \sqrt{\frac{\Gamma^{0}\Gamma}{\sqrt{Y^{*}}} - \left(\frac{\Lambda^{3}}{\sqrt{Y^{*}}}\right)^{Y}}$$

$$= 2\Gamma^{7}, \quad \left(|\text{tithed decay area}\right)$$

ثالثا : طريقة الإنحرافات المختصرة :

التوزيع الهامشي أسر (س)

_4 <u>,</u> %	ح′ر ك ي	ے"۔	ځي	u.	ك ر	فس
11	11_	1-	۲_	٠,٥	19	أقل من سنه
1.	۲۰_	۰,٥ _	1-	1,0	٤٠	1
صفر	مقر	مستر	منقر	۲,0	V)	-4
17,0	40+	٠,٥+	1+	٣,٥	٥٩	~٣
٧٠	4.+	1+	۲+	1,0	٧٠	0_1
11,0	٦	مقز	ل, -۲	Y,0 - ,1	4	المجموع

التوزيع الهامشي أبـ (ص)

ح ٔ س ک س	ح من الله من	ے س	5س	ص	اگ من	فساص
۱۸ ۳۵ منفر	سة؟ س٦٤ مغر	۲ ۱ صغر	د ؛ ۲ مغر	17	71 71	_1· _1Y _1£
£9 1+£	P3 Ya	1+ Y+	Y+ £+	17	P3 77	_17 _17
¥7.£	Y£	صفر	ل, -۲	10-1	4	السجموع

جدول التوزيع المشترك للمتغيرين (س ، ص)

	¥+	1+	مثر	1_	1	ځ′د	
مدخ رخ ارائل س	Y+_1A	_11	_16	_17	-1"	فان فاص	t
١٤	1	ΥΥ_	، اعر	A A	A ^t	أألمن سته	١
٥	r_ r	£a	۱۲ متر	40 "	1 1	-1	۰,0 _
مغز	١١ مؤر	۱۸ ستر	14	۱۲ منز	ه امغ	_4	э́м
1,0	1	¥ 18	۱۱ مغ	ξ0., ¹	٧_ ٢	-7	+.0+
17	1 "	A ^	y in	۲. ۲	ja) -	0£	٩
1.0	14	Ç0	مثر	٧	17	.45.5×	

وبالتعويض في المعادلة رقم (٨) من بيانات الجداول السابقه

$$C = \frac{\frac{O_{\gamma} \cdot 3}{\cdots Y} - (\frac{3}{\cdots Y})(\frac{3Y}{\cdots Y})}{\sqrt{\frac{O_{\gamma} \cdot \Gamma}{\cdots Y} - (\frac{1}{\cdots Y})^{\gamma}} \times \sqrt{\frac{\Gamma 3Y}{\cdots Y} - (\frac{3Y}{\cdots Y})^{\gamma}}}$$

- ۲۱۲۰ (نفس الجواب في الطريقة السابقة)

ملاحظات على معامل الارتباط الخطى البسيط:

 ١ ـ يقيس معامل الإرتباط الخطى البسيط قرة العلاقه الخطية بين المتغيرين س، ص، ونعنى بذلك درجة إنتشار أو تركز إحداثيات أزواج القيم المتناظرة لكل من س ، ص حول خط الإنحدار فكلما زاد قريها من خط الانحدار زادت قرة العلاقة (الارتباط) والعكس صحيح .

٢ - إشارة معامل الارتباط تعدد إنجاة العلاقة بين المتغيرين س ، ص فاذا كانت (+) تكون العلاقة بينهما كانت (+) تكون العلاقة بينهما عكسية ، وتكون العلاقة بينهما عكسية ، وتتوقف الاشارة إليها على إشارة التغاير في س ، ص أى (البسط) لمعامل الارتباط موجبه حين يكون تغاير س ، ص في إنجاه واحد ، وتكون إشاره معامل الإرتباط سالبه حين يكون تغاير س ، ص في إنجاهين متصادين ، ذلك لأن مقام معامل الإرتباط دائماً موجب لأنه عبارة عن (ع × ع) وكلاهما مقدار موجب .

٣- إستقلال معامل الارتباط عن وحدات قياس المتغيرين س ، مس ونقطه الأصل تكل منهما ، تلسبب السابق وجدنا أن قيمه (ر) لا تختلف سواه حسبت من بهاذات أصلية أو باستخدام أسلوب الوسط الفرصني أو أسلوب الانحراقات المختصرة لظاهرتين ثابتتين كما لا تختلف قيمة (ر) أيا كان التحديل الذي ندخله على مفردات نفس الظاهرتين.

ثالثاً ، معامل سبيرمان لإرتباط الرتب (للبيانات الوصفية أو الكمية الترتبيية غير اللبوية)،

Spearman,s Rank Spearman Corre lation Coefficient,

مقدمة:

سبق أن أوضحنا أن عناصر الظواهر الاحصائيه قد تكون ذات قيم كميه أى ذات قياسات كميه (quantitive) أو قد تكون ذات قيم كميه أو وصفيه ترتيبيه (ordinal) ، كما هو الحال عند ترتيب الطلاب حسب برجات نجاحهم (كمية ترتيبيه) أو ترتيبيه) أو ترتيبيه عندما نريد قياس الملاقة بين ظاهرتين ثم تسجيلهما على إساس الرتب وفق محيار أو لكثر محدد مقدما ، مثل مستوى النشاط الرياضي (س) للطالب في مجموعة محددة ، ومستوى نشاطه الفني (ص) في نفس المجموعة بومن ثم يمكن ترتيب عينه الطلاب المحددة في كل من الإختيارين س ، مس ، اما تصاعديا واما تنازليا على حسب الأحوال .

ويعرف معامل سبيرمان الإرتباط بين متغيرين كل منهما مقاس رتبيا (كمياً أو وسفياً) في عينة عددها (ن)، هنا ومكن إعطاء قيم (س)، وكذلك قيم (من) قيماً عبارة عن الاعداد الطبيعية (١ ، ٢ ، ٣ ،، ، ن) مرتبة ترتبياً خاصاً ثم إستخدام فروق الرتب بين س ، من الإيهاد معامل إرتباط الرتب اسبيرمان والذي استخدمه في إيحاثه الخاصة بطم النفس، ويعتمد هذا المعامل على ترتبيب المتغيرين ترتبياً تنازلياً أو تصاعدياً، مع مراعاة أن يكون هذا الترتبيب في انجاه واحد وتكون معادلة حساب هذا السعامل على الصورة:

حيث تشير :

فَ" إلى مربع الفروق بين زوجين متناظرين من المتغيرين س ، ص

ب تشير إلى عدد مغردات أزواج عينة الدراسة.

وتستخدم الصديفة السابقة إذا لم يصادف الباحث نشابها أو تكرارا في رتب بعض «المفردات في المتغير الواحد سواء أكان المتغير س أو المنغير ص .

إما إذا كان هناك رتباً متشابهة أو متكررة في أي من رتب المتغيرين س، ص فالأمر هنا يختلف لأنه من المعروف أنه كلما زادت نسبة الرتب المتشابهة أو المنكرة كلما قلت دقة معامل إرتباط سبيرمان وفقاً للصيغة السابقة (٩) . وعليه فإنه .

ا إذا رأى الباحث الاحسائى أن نسب العناصر المتشابهة أو المتكررة فى
 كل متغير بسيط بحيث يمكن تجاهلها ومن ثم تجاهل تأثيرها على دقة قيمة
 معامل الإرتباط فإنه فى هذه الحالة يمكنه حساب هذا المعامل باستخدام المعادلة
 (٩) السابقة.

٢ ـ تكن إذا رأى الباحث أن نسب الحاصر أو المفردات المتشابهة (أو المتكررة) عاليه، فلا يمكنه تجاهل تأثيرها على دقة قيمة معامل الارتباط وهنا يمكن إستخداج المحادلة التالية لقباس معامل إرتباط الرتب لسيرمان:

$$-1 - \frac{7 \text{ Act b}^{3}}{0 (0^{3}-1)} - \frac{\frac{1}{7} \text{ Act } (-7^{3}-4)}{0 (0^{3}-1)} \dots (1)$$

حيث (م) تشير هنا إلى عدد الطاصر المتشابهة (أو المكررة) أي عدد مرات تكرار كل مغربة مكرره في كل من من أو ص أو كلاهما.

مثال(٥):

إستخدام معامل سهيرمان لإرتباط الرتب في عينة مكونة من عشرة عمال، لايمناح الملاقة بين عمر العامل (س)، وأجره اليومي بالجنيه (صر) في أحد المصانع من الجدول التالي:

17	۳۰	18	3.7	77	YY	YY	۲٠	40	10	س
٤	40	10	٧٠	17	11	١٠	10	14	٥	س

الحسل : يمكن وضع كل من المتغيرين ص ، ص فى صورة ترتيبيه تصاعديه كما يلى :

مریع الغریق د (ف) أی(ف ^۲)	الغرق بين (س ـ ص) (ن)	ترتیب (م <i>ں</i>)	ترتیب (س)	ص	س س	رقم مسلسل
١)_	۲	١	٥	10	3
٤	٧_	٥	٧	14	40	۲
17	٤	٨	٤	10	٧٠	٣
777	٦+	٣	٩	١٠	77	٤.
١	1+	٤	٥	11	77	
٤	٧+	٦	٨	17"	44	٦
1	٣_	٩	٦.	4.	75	٧
17	£	٧	٣	11	1A	٨
مشر	مقز	١.	1.	40	٣٠	
١	1+	١	۲	٤	17	1+.
۸۸						المجموع

10 - 00

وحيث أنه لم تتكور أى مفردة من مفردات س أو من فانه يمكن إستخدام الصيغة (٩) لقياس معلمل الارتباط الرتبي .

۱ - ۱ - ۰٫۵۳ - ۰٫۵۲ (ارتباط طردی ضعیتی بین س ، ص) مشال (٦):

فيما يلى التقديرات العامه لعينه مكونه من سته طلاب في مانتى المحاسبه (س) والقانون (صر) .

منعيف	منعيف جدا	جيدجنا	مقبول	خثر	ممتاز	U
ضعيف جدا	متحيف	ممتاز	ختر	جيدجنا	مقبول	من

والمطلوب: قياس معامل سبيرمان للارتباط بين س ، ص المدل:

بترتيب من ، من تنازلياً نحصل على الجدول التالي:

ف	آب	ترتیب ص	ترتیب س	ص	JU,	رةم الطالب
٩	٣	ź	١	مقبول	ممتاز	١
١,	1+	۲	٣	جيدجنا	جيد	٧
١١	1+	٣	£	جيد	مقبول	۳.
1	1+	١	٧	ممتاز	جيدجنا	٤
١	1+	٥	٦	متعوف	ضعيف جدا	٥
١ ١	١	٦	٥	منعيف جدا	منعيف	٦
11						

حيث أنه لم تتكرر أي مفردة للجنة في كل من س ، ص

$$\frac{r \times 3!}{r(rT-1)} = \frac{3A}{1!}$$
= 1 - \frac{3A}{1!} \cdot \frac{1}{1!} \cdot \frac{1}{1

سال (۷) :

فيما يلى بيان يمثل تقديرات عينة مكرنه من (٢٠) طالباً باحدى سنوات كليه التجارة في مادتى الإحصاء والإقتصاد، فحدد قرة الملاقة واتجاهها بين المادتين باستخدام معامل سبيرمان الإرتباط.

ص	س	مسلسل	o	ייט	مسلسل	الكاتبوات في الأقتساد (مر)	التغديرات في الاحساء (س)	مسلسل
مقبول	नुष्ट	10	مقبول	नोर्ज	A	र्गरू	جيدجنا	1
جيدجنا	ممثاز	17	ممثاز	ممثاز	1	منعيف جدا	منعيف جدا	٧
مقبول	مقبول	17	منعيف	شعف جدا	1.	مقبول	شيف	۳
र्गरू	جيد	18	مقبول	جزد	11	325	र्गेट	٤
شيف	منعيف جدا	15	مقيول	ختدخت	14	مقبول	مقبول	٥
مقبول	ختر	٧.	منعيف	منعيف جدا	15	جيدجنا	سطز	٦
			नुक्	नुष्ट	18	منجف	مقيول	٧

بترتيب كل من س ، من تصاعدياً كما في الجدول التالي.

ن	ف	ترتیب ص	ترتىب س	ص	J.	مملسل
١	1+	10,0	17,0	ختر	جيدجدا	,
7,70	1,0+	١	٧,٥	منعيف جدا	منعيف جدا	۲
7.,70	٤,٥_	۹,٥	٥	مقبول	منعيف	4
17,70	۳,۵_	10,0	17	جيد	جيد .	٤
7,70	Y,0_	1,0	٧	مقبول	مقبول	٥
٠,٢٥	+٥,٠	14,0	19	جيدجدا	ممتاز	٦.
17,70	4,0+	٣,٥	٧	متعيف	مقبول	v
1,10	Y,0+	4,0	11	مقبول	جيد	٨
1 1	1-	· 4•	11	ممتاز	ممتاز	4
١ ١	١	۲,٥	۲,٥	منعيف	منعيف جدا	1.
1,40	Y,0+	4,0	14	مقبول	جيد	- 11
٤٩	٧+	1,0	17,0	مقبول	جيدجدا	14
١ ١	١	7,0	٧,٥	منعيف	منعيف جدا	15
17,70	۳,٥_	10,0	14	جيد	ختر	15
٦,٢٥	Y,0+	4,0	14	مقبول	جيد	10
٠,٢٥	+٥,٠	14,0	11	جيدجنا	ممتاز	17
7,70	۲,۰_	۹,٥	٧	مقبول	مقبول .	17
17,70	4,0_	10,0	14	جيد	جيد	14
١	١	۳,٥	۲,٥	منعيف	ضعيف جدا	11
7,70	Y,0+	۹,٥	14	مقبول	جيد	٧٠
177,0						المجموع

ملاحظات على ترتيب تقديرات (س) التي بها تكرار:

وهى تقديرات الطلاب أرقام (٥ ، ٧ ، ١٧).

رياتخاذ نفس الأمر بالنسبه لترتيب (س) سنجد

وحيث أن هناك تكرار في مفردات كل من س ، ص وعليه فسلطيق الممادلة رقم (١٠) على الصورة التالية:

$$\frac{(a-1)a-\frac{1}{2}}{(1-1)a} = \frac{1}{(1-1)a}$$

والجدول بالصورة السابقة لا يحقق كافة عناصر المعادلة السابقة حبث سنحتاج إلى حساب

$$7 - i \hat{a}_{ij} (\lambda_{ij} - \lambda_{ij}) + (\lambda_{ij} - \lambda_{ij}) = 170$$

-3-14.

 « هناك علاقة قوية بين تقديرات الطلاب في مادة الاحساء
 وتقديراتهم في مادة الإقصاد وهي علاقة طردية.

إرتباط الصفات الغير قابلة للترتيب

هناك بعض الصفات الغير قابله للترتيب ، مثل الجنس ، التدخين ، والتحفين ، والتحفين ، والتحفين ، والتحفين ، والتحفين ، والتعليم ، والإصابه بعرض ما ، واون الزهرة ، ورائحة الزهرة ولون العينين ، ودرجة التعلم لغ، فإن هناك مقاييس أخرى - خلاف معامل سييرمان للإرتباط والذي يقتصر إستخدامه في حاله الصفات الترتبييه مـ لدراسة الإرتباط بين ظاهرتين من الصفات الغير ترتبييه ستقصر دراستنا على إحداها (*) ألا وهو :

معامل الإقتران ، Associaton Coefficient

ويقتصر إستخدامه عدد إيجاد العلاقة بين صفتين غير ترتيبتين في مجالات علمية كثيرة في علوم كثيرة كالطب والزراعة، وعلم الإجتماع ... إلغ ، كما هو الحال عدد دراسة مشكله التدخين فيكون هداك صفتين لمجتمع الدراسة (مدخن أو غير مدخن) ، ومشكلة التعليم والعمل فيكون هذاك صفتان (متعلم ، وأمى ومشكلة الممل أو الإبطالة فيكون هذاك صفتان (يعمل ، متعطل) ، ومشكلة الإصابة بمرض ما فيكون هذاك صفتان (أصيب ، أو لم يصب) بهذا المرض، أو مشكلة التطعيم بمصل ما فيكون هذاك صفتان (فعال أو غير فعال)

وعموما لدراسة مفهوم الإفتران بين صفتين أو متغيرين ما نفرض أن اكل

^(*) هذاك مقيلس آخر رهو معامل التوافق .

من المتغيرين (س) ، (ص) مستنان الصفة الأولى (س,) والصفة الثانية (س,) للمتغير (ص) وتم المتغير س ، والصفة الأولى (ص,) والصفة الثانية (ص,) المتغير (ص) وتم جمع بيانات عن الصفات السابقة من عينه دراسيه (ن) فإنه يمكن عرض بيانات المتغيرين على الصورة السابقة في جدول مزدوج يشتمل على أربع خلايا يطلق عليه ، جدول الإقتران ، مكون من صفين وعمودين ويأخذ المصورة التاليه:

جدول الاقتران لـ (س، ص)

المجمرع	تكرارات المسفة الأثانية (صرب)	تكوارات الصفة الأولى (س _/)	المنغيد (س)
يەرىن كې	71 ^C	A 11 ^C	تكرارات الصفه الأولى (س) تكرارات الصفه الثانيه (س)
ن	ن.٣	ن.،	المجموع

حيث :

عناصر الصف الأول:

- (١) تا, عباره عن التكرارات المشتركه في الصفه الأولى (س,) للمتغير
 (س) والصفة الأولى (س) للمتغير (س)
- (٢) ت، عباره عن التكرارات في الصفه الأولى (س) المتفير (س)
 رالصفة الثانيه (ص) المتغير (ص)

عناصرالصف الثانيء

(٣) تم، عباره عن التكرارات المشتركة في الصفة الثانيه (س) المنغير

(س) والصفة الأولى (ص) للمتغير (ص)

(4) m_y عبارة عن التكرارات المشتركة فى الصفة الثانية (m_y) للمتغير m_y والصفة الثانية (m_y) للمتغير (m_y) وعليه فيتم قياس معامل الإقتران (m_y) وسلرمزله بالرمز (m_{yy}) بالملاقة التألية:

أوجد معامل الاقتران بين العمل والتطيم لعينه من الأفراد بلغ قوامها ٥٠٠ شخص ، وكانت البيانات التي تم جمعها عنهم كما يلي :

المجموع	' متعلم	أمى	العل (ص) التطيم (س)
٧٠	1. K	A°.	لايسل
44.	YA	30.	يسل
٤٠٠	٣٠٠	1	المجموع

الحل:

^(*) رصل اليه بيـل (yule)

الجدول التالى يلخص نتائج الدراسة التى قامت بها منظمة الصحة العالمية بالاسكندرية لمعرفة تأثير إستخدام عقار ما على رفع صنغط الدم لعدد ١٠٠٠ مريض مصابون بانخفاض صنغط الدم .

للمجموع	لم يرتفع	إرتفع	تناول المقار (س)
¥Y• .	1.17	00.	إستخدم العقار
44.	19.4	Seq.	لم يستخدم المقار
1	177+	76.	المجموع

الحسل:

 ٧٠,٧٤ (هذاك علاقة متوسطة بين إستخدام العقار وارتفاع منظ الدم) خامساً: الملاقة بيم معامل بيرصون للإرتباط (ر) وبين معاملات الاتحدار (أم) مُعهدف كل من الإتحدار والإرتباط إلى التبعرف على العلاقة بين المتفرين س ، ص ، فمن الموقع وجود علاقة ينهما وحيث أن:

$$\frac{\frac{1}{2} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}{2}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{\sqrt{\frac{1}}} \frac{x}{$$

من الملاقتين (١٢) ، (١٣) السابقتين نستنج رجود علاقة متبادلة بين معامل الإرتباط (ر) ومعاملات الانصدار (أ، م) ويمكن إيجاد أحدهما بمعرفة الآخر حدث أن:

- ر (معامل الإرتباط)

مما تقدم نجد أن :

معامل الارتباط عباره عن الجذر التربيعي لعاصل صرب معامل انحدار ص/س أى (أ) في معامل انحدار س / ص أى (م) أى أن :

وكذلك:

ومنها نستنتج :

وأيمنا :

رمنها نستنتج :

مثال(١٠)؛

من المثالين رقم (١) ، والمثال رقم (٤) في هذا الفصل إستنتج:

أولا _ معامل الارتباط بمعاومية كل من أ ، م .

ثانياً _ معامل الارتباط بمطومية (أ) فقط.

ثالثاً - معامل الارتباط بمطومية (م) فقط.

الحلء

أولا : من حل المثال رقم (١) السابق وجدنا أن أ = ٢٨٠.

ومن حل المثال رقم (٤) السابق وجدنا أن م = ١,١٢٩

ومن العلاقه رقم (١٤) السابقه

- ٨٨٨ (أي أن العلاقة بين س ، ص مترسطه)

(ب) من حل المثال رقم (١) السابق وجدنا أن أ - ١٠,١٨

كما أن

$$3_{ij} = \sqrt{\frac{\alpha - ij}{\dot{0}} - (\frac{\alpha - ij}{\dot{0}})^{T}}$$

$$= \sqrt{\frac{r p q}{r} - (\frac{\gamma r}{r})^{T}}$$

$$-\sqrt{\gamma r_{x}^{2}} \frac{\gamma r_{y}^{2}}{1 - \gamma \sqrt{r_{x}^{2}}} = \sqrt{\gamma r_{y}^{2}} - \sqrt{\gamma r_{y}^{2}} = \sqrt{$$

رحم (۱۲) نبدأن : الملاقة رقم (۱۲) نبدأن :

تماريان (۷)

 (١) أوجد معادله خط إنحدار س/س ، ومعادله إنحدار س/ص من بيانات الجدول التالى باستخدام طريقة العربعات الصغرى (باستخدام اكذر من طريقه)

٧	٦	٥	ŧ	٧	١	س (عدد ساعات السل)
٤١	173	77	3.4	18	٧	من (عدد الرحداث المنتجه)

ومنها إستنتج :

اولا: ص عندما س = ۱۲ من معادله مس / س تأنیا: س عندما مس = ۵۰ من معادلة س / مس اثنیا: س ا

(٢) أوجد معادله خط إنحدار ص / س البيانات التاليه :

٧.	٥٠	1.	4.	٧٠	٧٠	9.	۸٠	٥٠	£+	ייט
٨٠	4.	1	٨٠	1	4.	14.	14.	1	4.	س

(٣) بفرض أن س: قيمة ما أتفق في أحدى السنوات (بالألف جنيه)
 على حمله إعلانيه للدعوة إلى تنظيم حجم الأسرة في إحدى المحافظات .

، ص : عدد المترددات على مراكز تنظيم الأسرة (بالمئات) في تلك المحافظة .

ويغرض أن العلاقة بين س ، من علاقة خطية كما أن :

، مجس ص = ١٠٤٥ ، ن = ١٠

فأرجد:

أولا: معادلة خط إنحدار ص / س

ثانيا : من المعادله السابقه أوجد العدد المتوقع لمن سيترددون على مراكز تنظيم الأسرة بالمحافظة المذكورة في نفس السنة لو أن ما أتفق على الحملة الاعلانيه - ٣٠٠ ألف جنيه

 (٤) البيانات التاليه ثم جمعها خلال ثمانى سنوات متتاليه من احدى الرحداث الانتاجيه .

٤٥	٣٠	٥٠	٤٠	40	٤٥	10	1.	الانتاج (بالاف وحده) س
70	٥٠	Yo	۳.	٤٥	٧٠	٤٠	40	التكلفه (بالاف جنيه) ص

والمطلوب :

(أ) باستخدام طريقة المربعات المسغرى أوجد معادله خط إنحدار صارس أنه شبه مستقوم .

(ب) قدر التكلفه المتوقعه عند مستوى انتاج ١٠٠ ألف وحدة .

 (٥) فيما يلى جدول يوضح الدخل (س) والأنفاق (ص) بالألف جنيه العدد (٧ أسر) ـ باستخدام طريقه السريعات الصغرى بافتراض أن أنه خط مستقيم.

٧٠	10	14.	14	14	1.	٨	Us.
11	18	1.	1.	17	4	A	من

والمطلوب : أولا : تعديد معادله خط اتحدار ص/س

ثانيا : قدر الانفاق عندما يكون الدخل ٣٥ ألف جنيه سنويا .

ثالثا : تحديد معادله خط إنحدار س/ص .

(٦) كانت قيمة أأمييمات لاحدى شركات الحديد والصلب عن الفترة ٨٦.
 ١٩٩٥ بملايين الجنيهات .

1990	1998	1997	1997	1991	199+	1949	1944	1944	1141	Ų
15.	100	94.	۸-	110	1.0	9.	Α•	· V•	70	من

والمطلوب ه

تعديد معادله خط إنحدار قيمه المبيعات على الزمن ومنه قدر المبيعات خلال عام ١٩٩٨ .

 (٧) فيما يلى بيان إجمالى المنفق على ميزانيه الأسرة (س) والانفاق على المسكن (ص) في عينة تضم ١٠ أسر باحدى المدن:

70	7.	00	٥٠	£0	٤٠	40	۳۰	40	٧٠	س (بالألف جنيه)
۳.	٧٤	40	٧١	٧.	١٨	17	17	10	115	ص (بالألف جنيه)

والطلوبء

أولا : معامل بيرمون للإرتباط الخطى البسيط بين س، مس (بأكثر من طريقة) ثانيا : معامل سبيرمان للارتباط بين س ، ص .

(٨) أوجد معامل بيرسون للارتباط الخطى اذا عامت أن :

محس س = ۱۸۸۰۲ ، ن = ۱۰

 (٩) فيما يلى جدول يوضح نسبه البطاله (س) ، وكميه الانتاج بملاين الجنبهات (ص) باحدى المحافظات خلال عشرة سنوات منتاليه .

217,1	Z 1 • ,£	Z11.,A	Z9,v	Z 14,4	Z11,5	۲۱۰,۲	Z 11,1	Z114,1	Zw	ויט
4.4	٧٧٠	YY£	V+4	705	٧٧٢	A-1	777	44-	٧٠٢	من

أوجد :

(أ) معامل بيرسون للارتباط بإستخدام الوسطين الحسابين لكل من سيس

(ب) معامل سبيرمان للإرتباط.

(۱۰) قامت لمدى الشركات بسحب عينه عشوائيه من (۳۰ عاملا) وذلك لمعرفة إنجاه وقوة العلاقة بين الأجر اليومى للعامل بالجنيه (س) ، ومدة خدمته (مس) بالسنوات (بأكثر من طريقة) والجدول التالى يوضح البيانات السجله عن هذه العينة بعد وضعها في صورة جدول ترزيع تكراري مزدوج

المجموع	1_Y	_0	-5	U US
٣	١	-	٧	_4
٧	~	۴	£	_£
11	٦	٥	-	-1
1	١	٨	-	1 Y
۳٠	٨	17	٦	المجموع

(۱۱) فيما يلى جدول تكرارى مزدوج حيث (س) تمثل عمر الرجل المنزوج (س) ، (ص) تمثل ما عنده من الأولاد بين السن ٧ - ١٨ منه .

والمطلوب : حساب معامل الارتباط لبيرسون بين س ، ص .

(۱۲) إحسب معامل الارتباط لبيرسون بين العمر (س) لمجموعة من الأطفال ، وبين أوزانهم (ص) باستخدام الجدول التكوارى المزدوج التالى (بأكثر من طريقه):

المجموع	11	-^	_٧	-7	_0	5 50
٩	_	٧	٥	٧	-	_1A
14	١	٤	٦	4	٣	_4.
13	٥	٩	17	٧	٦	_11
41	۲	٥	A	٥	١	_45
١٠	-	٧	٥	٣	-	77_AY
1	٨	77	٤٠	٧٠	1+	المجموع

(١٣) إحسب معامل الارتباط من التمرين رقم (١) بإستخدام العلاقه بين معامل الارتباط ومعاملات الانحداد.

(١٤) إحسب معامل الانحدار الخطى بين س ، ص من المطومات المتاحة بالتمرين رقم (٨) .

(١٥) إحسب الخطأ المعياري من التمرين رقم (٢) .

(١٦) إحسب معامل الاقتران من البيانات التاليه :

المجموع	غير مدخن	مدخن	التدخين الإنه
70.	40.	£ • •	أميب
10.	۰۰	1	لميمب
۸۰۰	٣٠٠	٥٠٠	المبسرع

الفصيل الشامن الأرقيام القيباسيية

INDEX NUMBERS

مقدمة:

يحدث أن تكون هناك ظاهرة أو عدة ظواهر مختلفة فيما بينها ولكن مرتبطة بشكل أو بأخر لتكون مجموعة متجانسة ، ونرغب هنا أن نقيس التغير أو التغيرات التى تطرأ عليها سواه تم قياس ذلك التغير بالنسبة للزمن أم بغيره وليكن من مكان لآخر، هنا يتبادر إلى الذهن لأول وهلة أن القيم المطلقة للتغير أو للإختلاف في قيم الظاهرة أو المتغير خلال فترتين زمنيتين أو أكثر، تعتبر هي المقياس الوحيد والأفضل لقياس هذا التغير، لكنا نود أن نشير هنا إلى خلاف ما سبق، ذلك أن التغير المطلق لا يعتبر مقياساً علمياً دقيقاً في مثل هذه الحالات، بل يستحيل إستخدامه إذا ما إختلفت ترعية وحدات القياس (التمييز) بين ظاهرتين أو أكثر فمثلاً:

ا إذا إرتفع سعر الوحدة من سلعة (أ) من ٢٠ جنيها إلى ٢٥ جنيها إلى ٢٥ جنيها إلى ٢٥ جنيها خلال فترة زمنية محددة ولتكن سنة، بينما إرتفع سعر الوحدة من سلعة أخرى (ب)من ٥٠٠ جنيها إلى ٥٥٠ جنيها خلال نفس الفترة الزمنية، ففي مثل هذه الحالة يكون التغير المطلق في سعر السلعة (أ) - ٢٥ - ٢٠ - ٥٠ جنيهات، والتغير المطلق في سعر السلعة (ب) ٥٥٠ - ٥٠٠ حدد بنيها فإن قيمة التغير المطلق في سعر السلعة الأولى (أ) أقل بكثير من قيمة التغير المطلق في السلعة الأولى (أ) أقل بكثير من قيمة التغير المطلق في السلعة (ب) حيث بلغ هذا التغير في السلعة من قيمة التغير في السلعة (ب) حيث بلغ هذا التغير في السلعة الراحية والمسلعة المناحة (ب) حيث بلغ هذا التغير في السلعة المناحة المناحة (ب) حيث بلغ هذا التغير في السلعة (ب) حيث بلغ هذا التغير في السلعة (ب)

(ب) عشرة أصعاف نفس التغير في السلعة (أ) .

٢ - أيضاً إذا أردنا مقارنة التغير في عدد الطلاب بمؤسسة تعليمية في فترة ما ، بالتغير في قيمة الرسوم المحصلة لنفس المؤسسة خلال نفس الفترة، فإن المقارنة على أساس قيم مطلقة في مثل هذه الحالة أن يكون له دلالة أو معلى وذلك لإختلاف نوعية وحدات القياس في الحالتين السابقتين (طالب ، وجديه أو دولار مثلاً).

لكنه إذا ما لُخذنا بالتغير السبى في الحالات السابقة فإننا سنجد في الحالة (١) .

ومده نستنتج أن التغير النسبى في أسعار السلمة (أ) – $^{\circ}$ $^{\circ}$ كبر من الدغير النسبى في أسعار السلعة (ب) $^{\circ}$ $^{\circ}$ $^{\circ}$ أن الدغير النسبى في أسعار السلعة (أ) أكبر من التغير النسبى في أسعار السلعة (ب) لأن $^{\circ}$ $^{\circ}$

وأيضاً يمكنا مقارنة النغير النسبى فى عدد الطلاب، بالنغير النسبى فى قدمة الرسوم المحصلة، وذلك لإنعدام وجود وحدات نمييز فى حالة إستخدام الدغير النسبى، ومن ثم تكون للمقارنة فى الحالة الأخيرة وفقاً للقياس النسبى معنى ودلالة وإضحة ودقيقة. من كل ما سبق يتضح لنا أن الآخذ بالتغير النسبى فى حالة مقارنة قيم ظاهرة أو متغير أو أكثر بالنسبة للزمن سواء أكانت هذه الظواهر أو المتغيرات ذات وحدات قياس واحدة أو ذات وحدات قياس مختلفة يعتبر معياراً أجدى وأدق للدلالة على مدى التغير فى الظاهرة (أو المتغير) أو الظواهر بالنسبة للزمن وأيضاً مدى تغيرها من مكان لآخر.

وبطلة، على مقياس التغير النسبي لظاهرة ما أو لمجموعة من الظواهر بالنسبة للزمن أو المكان و بالرقم القياسي و . فالرقم القياسي أهو مؤشر بنشأ لبيان وقياس التغير أو التغيرات النسبية التي تطرأ على ظاهرة أه متغير ما أو في مجموعة من الظواهر المعينة بالنسبة لأساس محدد – قد يكون الزمان أو المكان - ويمعني آخر هو مقياس إحصائي يستخدم التعبير عن المستوى العام في رقم أو متغير أو مجموعة من المتغيرات بالنسبة للزمن، أو بالنسبة لمنطقة جغرافية إلى أخرى وعليه تعتبر الأرقام القياسية أساسا علميا سليماً لقياس التغيرات في نواحي أو ظواهر متعددة سواء أكانت ظواهر اقتصادية أو إجتماعية أو تربوية ... الخ، ومن هذا إستخدمت الأرقام القياسية كآناة علمية سليمة ومفيدة في الأبحاث الاقتصادية والابحاث الإجتماعية والتربوية، كما تعدنت الأرقام القياسية فالنسبة للأرقام القياسية لأسمار السلع هناك الأرقام القياسية لأسعار للجملة والارقام القياسية لأسعار التجزئة وبالنسبة للأرقام القياسية لكميات السلع هناك الأرقام القياسية للسلع المنتجة أو المستهلكة أو المصدرة أو المستورية من ناحية هذا بجانب الأرقام القياسية للأجور، والبطالة ، والشاط الصناعي والزراعي والتجاري بالإضافة إلى الارقام القياسية لمستوى المعيشة ونفقتها، والأرقام القياسية المستخدمة في قياس الفقر النسبي، أو قياس الثراء النسبي في دولة أو منطقة ما أو لغير

ذلك من الظواهر الاجتماعية الأخرى أو الظواهر التربوية كقياس التغير في درجات الذكاء بين مجموعات مختلفة من التلاميذ أو بين مجموعة محددة من التلاميذ قبل وبعد تطبيق منهاج دراسي محدد ... الخ.

وهناك فوائد وتطبيقات عملية عنيدة للأرقام القياسية السابقة بإعتبارها آداة علمية نافعة في نواحي متعدة – قياسية وتخطيطية ^(*) من أهمها :

١ - تستخدم الأرقام القياسية للأسعار - تجزئة أو جملة - خلال فترة زمنية محددة لإكتشاف سهب أو أسباب التغير في هذه الأسعار وأثرها على التشاط الإقتصادي تمهيط الإتخاذ الإجراءات المناسبة التحكم فيه. حيث أنه بدون تحديد المستوى العلم للأسعار لا نستطيع دراسة الحالة العامة للسوق ومن ثم تأثيرهما في الحللة الإقتصادية لأيه دولة أو لأيه مطقة .

٧ - تستخدم الأرقام القياسية الإنتاج بصفة عامة، والإنتاج المسلمي، والإنتاج الزراعي، والتجارة الداخلية والمسلمي، والإنتاج الزراعي، والتجارة الداخلية والمسلمينة (تتبزية) في أبه دولة (ومن ثم اللمخزون ... الخ كآداة علمية تنظيطية (تتبزية) في أبه دولة (ومن ثم للعرف على الانجاء العام والتغيرات الموسمية) وبالتالي إنخاذ إجراءات تنظيمية في كل قطاع وفقاً للأساس السلوق سواء في المستقبل القريب أو البعد.

٣ - إن التعرف الصحيح والتقيق للأحوال الإقتصادية لأى وحدة
 سياسية أو إقتصادية - دولة ما أو منطقة ما أو مؤسسة ما - لا يتأتى
 إلا بإستخدام بعض الأرقام القياسية للأسعار بمقارنتها بالأرقام القياسية

^(*) بعد إنفاذ بعض الاحتياطيات الاحصائية.

للإنتاج على سبيل المثال، أو بأى أرقام قياسية أخرى، وذلك للمساهمة في نواحي تخطيطية وتنظيمية في كل منها.

٤ - إن توافر الأرقام القياسية المشتظين بصفة عامة، وفي كل ناحية من نواحى النشاط سواء أكانت صناعية أو على زراعية أو تجارية أو خدمية على حدة، وكذلك الأرقام القياسية البطالة بصفة عامة وفي كل ناحية من نواحى النشاط الاقتصادى والخدمى السابقة على حدة، سواء تم ما سيق على مستوى الدولة أو على مستوى مناطق جغرافية محددة سوف تقدم مساعدات هامة وفعالة على المستويات التخطيطية والتتفيذية والبحثية في أية دولة في السابق الإشارة إليها عالية المجالات.

٥ - تعتبر الأرقام القياسية أداة علمية هامة تغيد رجال الأعمال عند اتخاذ قرارات الزيادة في أجور عمالهم عند زيادة إنتاجية هؤلاء العمال، بما يعمل على تحقيق المصالح الخاصة لكل من العمال ورجال الأعمال بجانب المصلحة العامة الدولة ككل.

٣ -- تتخذ بعض الأرقام القياسية كحجة هامة النقابات العمالية -- خصوصاً في الدول الرأسمالية -- عند ربطهم بين زيادة أجور أعضاء نقاباتهم بالزيادة في الرقم القياسي انفقة المعيشة، وذلك محافظة على المستوى المعيشي لأفراد نقابتهم، كما تحاول بعض الدول -- خصوصاً الدول المتعدمة إقتصادياً - ربط مستويات الأجور الماملين به بالمستوى العام لنفقة المعيشة بالدولة حفاظاً على نفس الغرض السابق.

٧ - تعدير الأرقام القياسية آداة نافعة لقياس التغير في مستوى معيشة

مجموعة محددة من الأفراد ـ سواء لفئة سكانية أو لفئة عمالية – بقياس القوة الشرائية النقود وذلك عن طريق قسمة كل من الرقم القياسي لدخولهم النقدية ÷ الرقم القياسي لنفقة المعيشة في نفس الفترة ، بهدف الحصول على الرقم القياسي للدخل أو الأجر الحقيقي (*) ، والأخير يومنح مدى التغير في مستوى معيشة هذه المجموعة من الأفراد ، وبالتالي مساعدة المستولين على إتخاذ قرارات عادلة وفعالة تجاه هذه المجموعة من الأقراد من حيث نوع ومدى المساعدات الممكن تقديمها لهذه المجموعة عندما تدعو الحالة إلى ذلك من ناحية ، ومن ناحية أخرى بتحديد نوع ومدى الاستقطاعات النقدية الواجب تحميل أفراد هذه المجموعة به في صورة رسوم أو منرائب إذا دعت الحالة إلى ذلك أيضاً . فمثلاً إذا كانت هناك مجموعة محددة من الأفراد ، بلغ متوسط الدخل الإسمى للفرد الواحد منها، (٥٠٠٠ جنيه عام ١٩٨٥) ثم إرتفع نفس الدخل إلى ٨٠٠٠ جنيه حتى عام ١٩٩٥ ، وخلال نفس الفترة (٨٥ _ ١٩٩٥) إرتفع الرقم القياسي لنفقة المعيشة من ١٠٠٪ إلى ١٣٠٪، في مثل هذه الحالة يكون الدخل الإسمى قد إرتفع بقيمة (٨٠٠٠ ـ ٥٠٠٥ = ٣٠٠٠ جنيه) أي بما يعادل ٦٠٪ من الدخل الإسمى عام ١٩٨٥ .

عادة يستمدم الرقم التياسى لنفقة المعيشة في قياس الدخل المقيقي (القوة الشرائعية تلفقيد) وهو
 ما يستطيع أن يشتريه هذا الدخل من ساع وخدمات أخذاً في الإعتبار أسطر تلك الساع والخدمات

الدخل الحقيقي (القرة الشرائية للنقرد ~ عدد نفى اللقالة عدد نقط اللقالة عدد نقطة معينة)

الكن في مثل هذه الحالة أيضاً يمكننا القول أن (الدخل الحقيقي أو النفرة الشرائية رهو - الدخل الأسمى القوة الشرائية رهو - الرقم التياسي النفقة المعيشة المعيشة خلال نفس الفترة من (- 000 منه عام ١٩٨٥ إلى المنافقة المعيشة الم

وما سبق يعلى أن الزيادة الاسمية في الدخل وقدرها ٢٠٠٠ جنيه قادرة على شراء سلع وخدمات بقيمة (٦١٥٣,٨٥ – ٢١٥٣,٨٥) محدية على شراء سلع وخدمات بقيمة (١١٥٣,٨٥ – ١١٥٣,٨٥ من الزيادة في الدخل المقيقي ما ١١٥٣,٨٥ ٪ فقط من الزيادة في الدخل الإسمى بسبب التغير في أسعار الماحا الخدمات الداخلة في تركيب الرقم القياسي لنفقة المعيشة.

وعليه للحفاظ على المستوى المعيشى لأفراد هذه المجموعة يجب زيادة متوسط الدخل الأسمى لهم عما هو عليه عام ١٩٩٥ (* ١٠٠٠ جنيه) بغرض الحفاظ على ثبات نفقة المعيشة على ما هى عليه عام ١٩٩٥.

والعكس صحيح إذا إرتفت نسبة الزيادة في الدخل الحقيقي عن ٣٠٪ مع ثبات نسبة التغير في نفقة السميشة عند ٣٠٪، هذا يجب فرض ضرائب ورسوم على أفراد هذه المجموعة من الأشخاص حفاظاً على ثبات المستوى السميشي مع باقى الفنات الأخرى.

من كل ما سبق يتضح لذا أن الأرقام القياسية تعطى صورة دقيقة في

كافة الأحوال والتطبيقات، وذلك على عكس ما تعطيه الأرقام المجردة أو المطلقة.

كما نود أن نشير هنا أن إستخدام الأرقام القياسية كأساس للمقارنة النسبية ليس قاصراً دائماً على مقارنة التغير على ظاهرة ما زمانياً أو مكنياً، بل يمكن أن تتم المقارنة المشار إليها ببن ظاهرتين أو أكثر مختلفين، فعلى سبيل المثال يمكن المقارنة بين التغيرات في أسعار سلعة ما والتغيرات في الكميات المستهلكة منها، أيضاً يمكن المقارنة بين التغيرات في نفقة المعيشة ومستويات الأجور في منطقة ما، أو بين عدة مناطق مختلفة، ونف الأمر بين التغيرات في القيمة المصافة في قطاع محدد، والتغيرات في عدد المشتغلين في نفس القطاع ... وهكذا.

تركيب الأرقام القياسية،

لإمكان تركيب رقم قياسي - لظاهرة ما أو لعدة ظواهر - فإن الأمر بتطلف التغرقة بين:

أولاً ؛ الأرقام القياسية الزمانية :

هذا يتطلب الأمر تحديد فترة أساس للظاهرة أو الظواهر موضوع القياس وليكن سنة أو عام (١٩٨٠) مثلاً يطلق عليها سنة الأساس بيعتبارها سنة عادية – أى أنها سنة الم يحدث خلالها أمر شاذ يوثر على قيمة هذه الظاهرة فى هذه السنة سواء أكان أمراً إقتصادياً أو لجتماعياً أو سياسياً ويمطى آخر أنه يجب أن تكون فنرة (سنة) الأساس فترة إستقرار من جميع النواحى حتى لا يتأثر الرقم القياسى بأى تأثيرات جانبية كأن تكون سنة ثورة أو أضطرابات سياسية أو فترة رواج أو فعرة إصطرابات مناخية حتى لا تكون المقارنة بها غير ذات جدى فعلية،

كما يتطلب الأمر أيضاً تعديد فدرة (أو سنة) مقارنة للظاهرة أو للظواهر موضوع القياس، ولتكن سنة أخرى لاحقة لسنة الأساس السابق - ١٩٨٠ – يطلق عليها فدرة أو سنة المقارنة حيث أن.

قيمة الظاهرة أو الظواهر في فترة (سنة) المقارنة بالرقم القياسي = ١٠٠٠ الرقم القياسي = قيمة الظاهرة أو الظواهر في فترة (سنة) الأساس

ثانياً : الأرقام القياسية المكانية :

حيث يستنزم الأمر أيصناً تحديد مكان الأساس للظاهرة أو تلظواهر مرمنرع القياس - لتكن منطقة جغرافية أو بلد محدد - يطلق عليه مكان الأساس، ولتكن مدينة لندن عام ١٩٩٥ باعتبارها مكاناً يتمتع بأهمية خاصة من حيث إستمرارية تناول السلعة بإعتبارها سوقاً دولية أو بورصة عائمية للظاهرة أو الظواهر موضوع القياس.

كما يستازم الأمر أيمناً تحديد مكان المقارنة واتكن منطقة أخرى كمدينة الاسكندرية في نفس العام - ١٩٩٥ - يطلق عليها مكان المقارنة حيث أن :

أى أن الرقم القياسي زمانياً أو مكانياً

قيمة للظاهرة أو الظواهر في نقطة المقارنة
 قيمة الظاهرة أو الظواهر في نقطة الأساس

وإن كنا في هذا الفصل ستقتصر دراستنا على تركيب الأرقام القياسية للأسعار والكميات.

علماً بأن الطرق المستعملة في دراسة ظاهرة الأسعار تنطبق على الظواهر الأخرى كالإنتاج والأجور والعمالة ... الخ، مع تغيير بسيط من ناحية الرموز المستخدمة والعوامل الداخلة في تركيب الرقم القياسي.

ثانياً : الأرقام القياسية للأسعار :

١ – مقدمة : وتشير هذه الأرقام إلى الدفيرات التى تحدث فى السعر أو الأسعار فى دائرة جغرافية محددة خلال فدرات زمنية مختلفة - الأرقام القياسية الزمانية للأسعار - أو التغيرات فى السعر أو الأسعار فى فترة زمنية محددة بالنسبة المناطق جغرافية مختلفة - الأرقام القياسية المكانية للأسعار السعار قياسية لأسعار سلع عضرورية أو لأسعار المعار المعار المعار المساد المستهاكين (القطاعى أو المفرق) من ناحية أخرى أو لأسعار العلم حناعية أو سلع زراعية ... الخ من ناحية ثالثة، ذلك أن أسعار السلع - أيا كانت معروف أنها تتغير من زمان إلى زمان أو من مكان إلى مكان ، ولقياس التغير الذى يطرأ على الأسعار السلع السابقة، نستخدم الأرقام القياسية للأسعار - زمانيا أو مكانيا - وذلك بتحديد كل من سعر السلعة - لوحدة معينة فى نقطة زمانية أو نقطة

مكانية يتم إختيارها – يراعى عند لختيارها الشروط السابق الإشارة إليها عدد إختيار فترة أو مكان الأساس – ونسبتها إلى سعر نفس السلمة – لنفس الوحدة المحددة أيضاً فيما سبق – لنفس الوحدة المحددة أيضاً فيما سبق عند النقطة الزمانية أو المكانية التي يراد قياس التغير أو المقارنة عندها، ويطلق عليها ، نقطة المقارنة ، حيث أن :

٢ - الرموز الستخدمة ،

سنرمز إلى السعر بالرمز (ع) والتفرقة بين:

 السعر (ع) في نقطة الأساس – سواء أكانت زمانية أو مكانية سستخدم الدليل صغر (٠) أسفل الحرف ع أي (ع).

- السعر (ع) في نقطة المقارنة سنستخدم الدليل واحد (١) أسغل الحرف ع أي (ع) أي أن :

 السعر عند نقطة الأساس سنرمز له بالرمز (ع) ، والسعر عند نقطة المقارنة سنرمز له بالرمز (ع).

كما سدرمز إلى الكمية بالرمز (ك) وعلى نفس الأساس السابق يمكن التغرقة بين الكميات في نقطة الأساس ونقطة المقارنة، حيث تشير (ك) الى الكمية عند نقطة الأساس، (ك) تشير إلى الكمية عند نقطة الأساس، (ك)

كما سنرمز إلى القيمة (الكمية × السعر) بالحرف (ق) وستشير (ق₎ إلى القيمة في نقطة الأساس، (ق₎ إلى القيمة في نقطة الأساس، (ق₎

وعليه فإنه يمكن تلخيص الرموز المستخدمة من حيث السعر والكمية والقيمة في كل من نقطة الأساس ونقطة المقارنة كما يلي :

الرمز في نقطة القارنة	الرمز في نقطة الأساس	البيسان
3,	ع.	السعر (ع
, 4	<u>.</u> 4 (الكمية (ك
ق	ن ق.	القيمة (و

فإذا تطلب الأمر تركيب رقم قياسى السعر أو للكمية أو القيمة لمدة ملع مختلفة فإننا للتفرقة بين الأرقام القياسية للأسعار أو الأرقام القياسية للكميات أو الأرقام القياسية للكميات أو الأرقام القياسية للقيم أسئل هذه السلع المختلفة سوف يكرن الدليل أسفل ع أو ك أو ق مزدوجاً أى مكونا من رقمين متجاورين حيث يشير الرقم الأول إلى نقطة الأساس أو المقارنة بينما يشير الرقم الثانى إلى ترتيب السلعة، فمثلاً إذا كان لدينا عدة سلع (ثلاثة مثلاً) سنجد عند تركيب الرقم القياسي تكل هذه السلم:

السلمة الأولى السلمة الثانية السلمة الثالثة

على الترتيب	ع.۳	4	3.4	6	3,,	الأسعار في نقطة الأساس:
على الترتيب	317	4	3,1	4	3,,	الأسمار في نقطة المقارنة:
على الترتيب	۳. ط	6	٠,٨	6	٠.	الكميات في نقطة الأساس:
على الترتيب	<u>ط</u>	6	<u>ه</u>	•	<u>ه</u>	الكميات في نقطة ألمقارنة:
على الترتيب	ق.۳۰	6	ق.۲	4	ق،۱	الأسعار في نقطة الأساس:
على الترتيب	ق	4	ق	•	ق	الأسمار في نقطة المقارنة:

ومن ثم تكون أبسط صيغة للأرقام القياسية للأسعار هي :

أولاً : منسوب السعر (The price Relating)

ويقصد به إظهار سعر سلعة ولحدة معينة في فترة المقارنة (Current orgiven Period) ملسوياً إلى نفس السلمة في فترة الأساس Base (Period نمير عنه كما يلي :

٢ - طرق حساب الأرقام القياسية المختلفة لمجموعة من السلع،

هذاك طريقتان لتركيب الأرقام ألقياسية لمجموعة من السلم.

أولهسما : تتعامل مع أسعار – أو كميات أو قيم – السلع مباشرة ويطلق عليها الأرقام القياسية التجميعية .

ا الشاهة عند المالية الأساد أو الكميات أو قيم هذه السلع ويطلق عليها الأرقام القياسية المتوسطة.

وسنتناول الأسس التي يمكن أن يبنى عليها تركيب أرقام قياسية للأسعار.

ثانياً: الأرقام القياسية التجميعية (Aggregative tupe) التي تتعامل مع أسعار أو كمبات أو قبم السلم مباشرة.

(أ) الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار:

ولتركيب هذا الرقم يتم قسمة مجموع حاصل جمع أسعار المقارنة لمجموعة السلع الداخلة في تركيب هذا الرقم على مجموع حاصل جمع أسعار الأساس لنفس السلع بدون مفاصلة أو ترجيح سلعة على سلعة أخرى، أي باعتبار أن الأهميات النسبية أمجموعة السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي متعادلة، وعليه فإذا كانت هذاك (ن) من السلع الداخلة في تركيب رقم قياسي تجميعي بسيط للأسعار فإن:

الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار امجموعة هذه السلع

مشال (١) إذا علم لديك أسعار السلع والخدمات التالية في سنتي ١٩٩٥، مشال (١) إذا علم لديك أسعار السلع والخدمات التاليق ألى المنافق المنا

جدول رقم (١)

	السلمة (٥) تذكرة الطائرة (مطيأ)	السلمة (٤) الفاز الطبيعي	السامة (٢) اللمم	السلمة (٢) اللين	السلمة (١) الضيز	اللبيان
الميسرع	التذكرة	المتر البكسب	الكيلو جزام	لتر	الرغيث	الرحدة التي يتم على أساسها القسعور
7773	4	4.	1000	1	٧	قسر عام ۱۹۹۰ (ع _.)
Path	1, 3 1, 4	ΑY	Y•••	74.	۰	السرعام ۱۹۹۹ (ع ₎)

والمطلوب حساب الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار لمجموعة السلم والخدمات السابقة.

الحسسل:

وذلك يعنى أن المتوسط العام للأسعار لمجموعة السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى قد ارتفعت فى نقطة المقارنة (عام 1999) عنه فى نقطة الأساس (عام 1990) بنسبة قدرها ٧٧٪ أو بمعنى آخر أن المستوى العام للأسعار فى نقطة المقارنة (1994) بلغ ١٧٧٪ بالمقارنة بأسعار مجموعة نفس السلع فى نقطة الأساس (1990) والبالغة 1٠٠٪ وأهم ما يلاحظ على الرقم القياسى التجميعى البسيط السابق ما يلى:

- أنه من أسهل الأرقام القياسية عملاً وتركيباً حيث تعتمد الفكرة الذي يقرم عليها في أننا ننسب مجموعة أسعار مكونات السلع الداخلة في تركيبه في نقطة المقارنة إلى مجموعة أسعار نفس السلع في نقطة الأساس (كما سبق في حل المثال السابق)، وأن كانت بماطة هذا الرقم رسهولته ميزة فإنهما يعتبراً عيباً يؤخذ عليه للآتي:

أن هذا الرقم يقيس لنا التغير في التكلفة المجمعة لشراء وحدة واحدة من مجموعة السلع الدلخلة في تركيبه بوحدات قياس كل سلعة منها والتي هي أساس التسعير لكل منها أو بمعنى آخر التكلفة المجمعة لشراء كل من رغيف خيز واحد، واتر واحد من اللبن، وكيلو من اللحم ، ومتر مكعب من الفاز الطبيعي، وتذكرة طيران واحدة محلية، وعليه فلو تغيرت وحدات القياس التسعيرية في المثال رقم (١) السابق بالنسبة للخيز إلى طاولة خيز وتساوى (٥ أرغفة) بدلاً من الرغيف، وتذكرة المائدة الواحدة إلى تذكرتين وتلبيت وحدات السلع الأخرى على ما عليه في المثال رقم (١)

الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار في هذه الحالة أي بعد التعديل الأول - التعديل الأول - التعديل الأول - التعديل الأول التعديل الأول التعديل الأول التعديل الأول التعديد ال

مما سبق يتضح لنا أن طريقة حساب هذا الرقم القياسي تعتمد إعتماداً كبيراً على وحدات القياس التي يتم على أساسها التسعير، ذلك أنه عندما حدثت تغيرات في وحدات القياس التسعيرية اسلمتين فقط إرتفع متوسط التغير في المستوى العام لأسعار إلى ٨٦٪ في الحالة الثانية بدلاً من الحالة الأولى (مثال ١) ولزيادة إيضاح الميب السابق إذا تغيرت وحدة القياس بالنسبة للسلمة (٣) من كيار لحم واحد إلى خمسة كياو جرامات من اللحم وأيضاً إذا تغيرت وحداث القياس بالنسبة للسلمة رقم (٤) من متر مكحب ولحد من الفاز الطبيعي إلى (خمسة أمتار مكمبة) ويقيت وحداث القياس النسبيرية الأخرى على ما هي عليه كما في المثال رقم (١) فإن:

الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسمار في هذا الجالة

وهذا يعلى أن متوسطا النخير في المستوى العام للأسعار – بعد تغيير وحدات القباس التسعيرية لسلعتين فقط هما السلعتين رقمي (٣، ٤) في الحالة الأخيرة إنخفشات زيادته من ٧٧٪ إلى ٥٦٪ فقط.

٣ - إن الرقم التجميعي البسيط للأسعار يعامل كافة السلم الداخلة في تركيبة معاملة واحدة دون تعييز احداهما عن الأخرى بما يتناسب مع أهميتها سواء أكانت سلعة صرورية أو كما ليه ، وبمعنى آخر أن هذا الرقم لا يأخذ في الاعتبار الأهمية النسبية السلمة سواء في نقطة المقارنة أو في نقطة المقارنة أو في

٤ - فضلاً عن اختلاف الرحدات القياسية المستعملة في تسعير السلع
 المختلفة الداخلة في تركيب هذا الرقم القياسي وما ينشأ عنه من تكبير

أو تصغير لكل من (ع) ، (ع) يُعطى بعض السلم أهمية مفتطة وليست مقيقية ، فمثلا إذا كانت ع لرغيف الخبز - (٢ قرش) في حين كانت ع و (٣٠٠ قرش) لتنكرة الطائرة المحلية نجد أن ع لرغيف الخبز صفيرة جداً بالنسبة إلى ع لنذكرة الطائرة ويذلك نعطى لسمر تذكرة الطائرة وتفيراته وزناً وأهمية أكبر من سعر الخبز الذي في الحقيقة أولى بهذه الأهمية .

من كل ما تقدم يتصح أن مجمل عيوب هذا الرقم القياسى تفوق ما يتميز به من السهولة والبساطة فى عمله وتركيبه، لذا كان يجب البحث عن رقم قياسى تجميعى آخر يقضى على بعض أو كل العيوب فى الرقم القياسى السابق.

(ب) الأرقام القياسية التجميعية المرجحة: (Weighed Aggregaie) وتقوم هذه الأرقام على الأخذ في إعتبازها الأهمية النسبية لكل سلعة، وبالطبع لا يتأتى ما سبق إلا بترجيح السلعة ذات الأهمية الأكبر بوزن يتاسب مع أهميتها لذا يتطلب الأمر هنا البحث عن معيار معقول يعطى وزناً حقيقياً للأهمية النسبية لكل سلعة تدخل في تركيب الرقم القياسي التجميعي البسيط، وبعد الدراسة والتحليل وجد أن أهم وأفصل الأوزان الترجيعية المناسبة لكل سلعة هو الكميات سواء أكانت كمياته المستهلكة أو كمياته المنتجة أو كمياته المشتراة على حسب الغرض من تركيب الرقم القياسي.

والسوال هذا إذا ما تم أخذ معيار الكمية كأساس علمى صحيح ودقيق للترجيح، فهل نستخدم الكميات المتداولة فى نقطة الأساس أم الكميات المتداولة فى نقطة المقارنة لإجراء الترجيح وعلى ذلك فإنه يمكننا أن نحصل على صيغتين لتركيب الرقم القياسى التجميعى المرجح هما:

١ - الرقم القياسي اللجميعي المرجح بكميات نقطة الأساس (الرقم

القياسي للاسبير). وهنا سيتم ترجيح أسعار كل سلعة بالكميات السمتهلكة أو المشتراه في نقطة الأساس في كل من البسط والمقام ويفرض أنه :

كان هذاك (ن) من السلع المختلفة مثلاً و هي :

١ - السعر في نقطة الأسلس الرحدة (ع) ع₁ ، ع₁ ، ع₂ ، ... ، ع₁ ... ، ... ، ... ، ... ، ... ، ... ، ... ،

فإن : الرقم القياسي التجميعي للأسمار المرجع بكميات نقطة الأساس (رقم لاسبير للأسمار)

والرقم القياسي للاسبير يفترض ثبات أنواق المستهلكين ، أي أنهم يستمرون في استهلاك نفس كميات السلع بصرف النظر عن إرتفاع أو إنخفاض أسمارها ، في حين أنه وفقاً الواقع العملي سيكون هناك تحول إلى السلع الذي إنخفضت أسعارها بفرض ثبات المواصفات. وذلك يعلى أن صيفة لاسبير السابقة متحيزة إلى أعلى ذلك لأن النفقات اللازمة للحصول على نفس الكميات تكون أعلى من النفقات اللازمة للحصول على نفس درجة المنفعة .

مثــال (۲) :

جـدول رقم (٢)

الميمرع	السلمة (٥) (انتكرة شكارة)	السلمة (2) (التار الشايسي)	البلنة (٢) (الأمع)	السلمة (٢) (اللين)	السامة (۱) (النبز)	البيان
	المتكرة	الدر الكتب	نخيلو جزام	illa,	الرغوت	الرمدة التي يتم على أساسها الصعور
-	4	9.	1000	100	٧	السر بالقرق عـلم1990 (ع.)
	7	AV	¥•••	17.	٥	قسر بالترق عـلم1999 (ع _ا)
Plak	£	14.	T-to	V۲۰	W.	الكية السنهلكة لأسرة مترسلة الحد عدام (١٩٩٥)
9071	1	100	£A•	400	A***	الكوة المديكة الأمسرة علم(١٩٩١) (اله)

الحيلء

الرقم القياسى للأسعار المرجع بكميات نقطة الأساس (لاسبير)

(Laspeyre 's Price Index)

Z18.7 -

وذلك يعنى حدوث زيادة في أسعار السلع والخدمات بنسبة ٢٠٤٣٪ عام ١٩٩٩ عنه في عام ١٩٩٥. الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات نقطة المقارنة (الرقم القياسي للأسفار) (Paashe' price Index)

وهنا سيتم ترجيح أسعار كل سلعة بالكميات المستهلكة أو المشتراه في نقطة المقارنة في كل من البسط والمقام أيضاً:

ويغرض أن هناك (ن) من السلع المختلفة وهي:

السلمة (١) السلمة (٢) السلمة (ن)

السعر في نشلة الأسلس للوحدة (ع) ع، ٢- ع، ٢- السمع د في نقطة العقارنة (ع) ع، ١٤٤ ع، ع، ٢- ع، ع، ٢٠٠٠ ع، ٣- الصميع المتعلولة في نشلة المقارنة (ك) ك ، ١٠ ك ، ١٠ ك ، ١٠٠٠ ك، المنافذ المتعلولة في نشلة المقارنة (ك) ك ، ١٠ ك ، ١٠ ك ، ١٠٠٠ ك.

فإن الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح (رقم باشي للأسعار)

والرقم القياسى السابق لباشى يفترض أن المستهلك يكون قد اشترى كميات فى سنة الأساس بنفس كميات السلع التى إشتراها فى سنة المقارنة، وبالطبع ذلك ليس معقولاً، لأن النفقات اللازمة للحصول على كميات السلع فى سنة الأساس تكون أكبر من نفقات الحصول على الإشباع الاقتصادى فى سنة المقارنة، لكل ما سبق يكون الرقم القياسى السابق لباشى متحيزاً إلى أسفل.

مثال (۲):

أوجد الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات نقطة المقارنة (باشي) من بيانات المثال رقم (٢) السابق.

الحيل:

. . الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات نقطة المقارنة (باشي) .

Z144,7 -

لكن نود أن نوجه النظر هنا أنه لتسهيل وتركيز العمليات الحسابية عند حل الحالات الخاصة للأرقام القياسية التجميعية البسيطة رقمي لاسبير وباشي في الأمثلة السابقة سنعد جدولاً سيتخذ كأساس لحساب الأرقام السابقة كما يلي (طريقة أسهل وأدق).

جدول رقم (٣)

ع, ك,	3, b.	,dg	,d,g	ــات	الكمر	مار	الأـــــ	اسامة
ع, 4	,c	,-2	ع, ت.	,48	.₫	ĮŁ.	£	
1 ·····	17000	17	127	۸۰۰۰	W	٠	٧.	الأولى ولتكن (أ)
188***	1174	4	٧٢٠٠٠	4	1/2.	12.	1	الثانية ، (ب)
93	47	44	01701-	٤A٠	170	γ	10	الفائلة ، (م)
17-0-	1+88+	4	44	10+	14.	AA	٦.	الراسة ، (د)
F7	46	14	14	1	٤	2000	F	قفامسة ، (ه)
1117.0-	11446-	A04	305700	1077	A011	AYOY	2777	ال جــــرع

من الجدول السابق يمكن حساب كل من الأرقام القياسية التالية مباشرة:

Z 177 -

ونلاحظ أن الأرقام القياسية أرقام (٢) ، (٣) ، (٤) السابقة أن قيمها تختلف عن بعضها البعض، أى أن الأرقام القياسية التجميعية البسيطة تختلف عن الأرقام القياسية التجميعية المرجحة.

كما يلاحظ من الرقمين القياسين (٣، ٤) السابقين أن قيمتهما مختلفتين وإن كان الفرق بينهما بسيط ^(ه)، ويمعنى آخر أن الرقم القياسى التجميعى المرجح بكميات سنة الأساس (لاسبير) أكبر من الرقم القياسى التجميعى المرجح لباشى بالنسبة لحالة واحدة.

والسوال هذا إيهما يفصنل الرقم القياسي للاسبير أم الرقم القياسي لباشي؟ يرى البعض للإجابة المحدودة أنه ليس هناك سبباً لتفصيل أي منهما على الأخر حيث أن كلاهما له خصائصه (1) ومآخذه ، اذا يفصنل استخدام رقم لاسبير في بعض العالات في حين يفصنل استخدام رقم باشي في حالات أخرى ، ومن هذا المنطلق فُتح الباب لاجتهادات الاحصائيين لأخذهم بكلا الترجيحين أي بالكميات في نقطتي الأساس والمقارنة ، فقد قام كلاً من مارشال وإدجوارث ، وفيشر بهذه المحاولات وسولاً إلى الرقمين القياسيين التاليين :

 ^(*) وبالطبع ممكن أن يكبر هذا الفرق بزيادتكل من عدد السلع الداخلة في تركيب الرقم من
 ناحية ، أو إنا كان الاختلاف بين كميات سة الأساس وكميات سنة المقارنة لكبر مما هو عليه
 في المالة السابقة من ناحية أخرى .

⁽¹⁾ نظراً لأن الترجيع في رقم لاسيريتم بكعيات سنة الأساس حتى بالنسبة اسنة المقارنة ، بالرغم من أنه قد يحدث أن ترنقع أسمار بعض السلم بشكل كجير بما يحد من الكسية المستهلكة من السلمة من نامهية أو تحول الاستهلاك إلى سلع بديلة أقل سمراً ، فإنا حدث ما سبق فيترقع أن يكون التطرف في رقم لاسيور بالزيادة في حين بترقع أن يكون المال على عكس ما سبق عند استخدام باشى ـ أى الترجيع بكبيات نقبلة المقارنة ـ فييكون التطرف بالتفسان .

الرقم القياسيي لمارشال وإدجوارث:

وقد قام هذا الرقم على أساس ترجيح الأسعار بالوسط الحسابي أو الوسط الهندسي بكميتين نقطة الأساس ونقطة المقارنة وفقاً لما يلى:

(ج) الرقم القياسي لمارشال وإدجوارث للأسعار (كوسط حسابي):

$$\int_{\mathbb{R}^{n}} \frac{1}{1} \frac{d^{2}}{d^{2}} \frac{d^{2}}{d^{2}} \frac{d^{2}}{d^{2}} + \frac{d^{2}}{d^{2}} \frac{d^{2}}{d^{2}} + \frac{d^{2}}{d^{2}} \frac{d^{2}}{d^{2}} + \frac{d^{2}}{d^{2}} \frac{d^{2}}{d^{2}} + \frac{d^{2}}{d^{2}} \frac{d^{2}}{d^{2}}$$

(د) الرقم القياسي لمارشال وإدجوارث للأسعار (كوسط هندسي) :

وبالطبع الصورة الأولى لمارشال (جـ) أسهل في الحساب من الصورة الثانية لمارشال (د).

(هـ) الرقم القياسي الأسعار لفيشر (الرقم القياسي الأمثل):

(Ideal Index number)

وهذا الرقم يعتمد فى تركيبه على كل من رقمى لاسبير وباشى للأسعار السابقين ، وهو بذلك يكون قد قلل من المآخذ التى كانت تثير جدلاً بين أفضلية رقم لاسبير على رقم باشى أو بمعنى آخر فإنه يجمع بين نوعى الترجيحات التى يستعملها كلا من لأسبير وباشى، ويذلك يكون غدا الرقم أكثر إعتدلاً وأقل تحيزاً من الرقم القياسى للأسبير (تحيز لأعلى) والرقم القياسى للأسبير (تحيز لأعلى)).

مثال (٤) د

إحسب كلاً من رقمى مارشال ولدجوارث للأسعار من بيانات المثال رقم (٢) السابق

^(*) لذا يطلق عليه الرقم القياسي الأمثل بالأمنافة إلى أسباب أخرى سترد فيما بعد.

المساع	1113 1014		100	3			134-141	10.44	A5'((\L3.1 Yo'336L3A	40,33813A
اسلمهٔ (۵)	70::	4111			-	£.4	, init	¥	****	184
(E)		¥	=	-	14.	176,11	1,837	117	31,141,11	Y. F.
(E)	1000	¥***	78	÷	7,60	£3,40¥	171	******	APV16.	177/00
(3) EL	:	7	ş	-	ii.	10,.14	*****	117	1,641,14	10.17
3	-4	•	4	<u>}</u>	,oř	11,1374	70	F-1	7AY+1,40	10TAF, SA
3	70	70	°65.	7.Bs.	3	4	;	-		-
	<u></u>	الأسعار	الكموسات	E	Ba. + - Ba.	8.	は と	(B. + LL)	ik. K.	is in
					1	جسلتول رقمم (٤)	£			

رقم مارشال إدجوارث للأسعار (كوسط حسابي):

Z18+,+8 -

رقم مارشال إدجوارث للأسعار (كوسط هندسي)

. 111.00 =

مثسال (٥) ،

من بيانات المثال رقم (٢) إحسب الرقم القياسي للأسعار لفيشر. الحل:

من بيانات المثال رقم (٤) السابق يمكن الوصول إلى عناصر تحديد الرقم القياسي للأسمار لفيشر.

وتدل النتيجة السابقة على أن قيمة السلع الداخلة فى تركيب هذا الرقم القياسى تزيد قيمتها بنسبة ٢٠،٠٦٪ بأسعار عام ١٩٩٩ عن قيمة نفس السلع بأسعار عام ١٩٩٥.

ونلاحظ من كل ما سبق أن قيمة رقمى مارشال، وفيشر للأسعار تقع بين قيمة رقمى باشى ولاسبير للأسعار من ناحية، كما أن رقمى مارشال وأدجوارث وفيشر دائماً قريبين فى قيمتهما من ناحية أخرى.

ثالثاً الأرقام القياسية التجميعية البسيطة والمرجحة للكميات (٥)،

بنفس الطرق السابقة لحساب الأرقام القياسية البسيطة أو المرجحة للأسعار يمكن حساب أرقام فياسية للكميات مع ملاحظة أنه بالنسبة للأرقام القياسية المرجحة تؤخذ الأسعار أو القيم سواء أسعار وقيم نقاط الأساس أو أسعار قيم نقاط المقارنة أو كليهما على حسب نوع الرقم القياسي المستخدم كأساس للترجيح كما يلى:

(أ) منسوب الكمية Quntity relutive لأي سلعة .

^(*) إن إستخدام الصيغ الدجميعية الكميات، يصحب إستخدامها إن إختلفت الوحدات القياسية السلع السختان المناسقة السلع السختان المناسقة المناسقة المناسقة المناسقة المناسقة المناسقة على تذكرة مالارة ، خبز على الدر ابن على كياو لحم على متر مكس من الفاز الطبيعي على تذكرة مالارة ، لكن سيكون ما سبق ممكناً وصحيحاً في حالة ما إذا كانت السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي من وحدات قياسية من نوعية واحدة ولكن لها أكثر من وجه كأن يكون كيلو جرام من اللحوم أو البطاطس أو الجبنة أو النفاح.

(ب) الرقم القياسي التجميعي البسيط الكميات:

(حـ) رقم لاسبير للكميات : (وفيه يتم الترجيح بأسعار نقطة الأساس) .

(د) رقم باشي للكميات (وفيه يتم الترجيح بأسعار نقطة المقارنة) .

(هـ) الرقم القياسي للكميات (لمارشال وإدجوارث)

١ - رقم مارشال وإدجوارث للكميات (كوسط حسابي)

$$\frac{100 \times (20^{-3} + 20^{-3})}{(2000 \times (2000 \times 2000))} \times 100$$

(و) الرقم القياسي للكميات لفيشر :

من الممكن إستخدام متوسط أسعار عدة سنوات كأوزان ثابتة ، فمن الممكن حساب (الوسط الحسابى أو الوسط الهندسى) لأسعار عدة نقاط زمنية للحصول على سعر ثابت وليكن (ع) تستخدم للترجيح في الحالة السابقة وعليه نكون معادلة الرقم القواسي الكميات على الدور السابق.

مثسال (٦):

إحسب الأرفام القياسية للكميات السلم التالية:

الكمية بالكيار جرام والسعر بالجنيه للكيلو جرام.

جدول رقم (٥)

۵		_		ب		(1)	السلع
السر	الكمية	السر	الكنية	السر	الكبة	السر	الكمية	السنة
٤	1	1.	4.	4	1A	10	0	عـام ١٩٩٥
٣	٧	٧	γ.	٦	Yo	4.	٨	عـام194

الحسلء

ويضر الأخير بأن كمية إستهالك هذه السلعة قد انخفضت عام ٩٨ عنه في عام ١٩٩٥ ينسبة ١٢ ٪.

ثانيهما : الأرقام القياسية التجميعية البسيطة.

ولتسهيل حسابات الأرقام السابقة يفضل أن يتم إعداد الجدول التالى:

البسرع	Jor	161	71	ז	114	¥14	MA	314	ı	ı	ראגו	1-11	161,18	WI,16
L	Ĩ	\$	-	-4	*	7	101	7	=	1,1,1	101	14	74,44	75
ı	7	-	-	~	7	=	:	PAK.	7	ş	15:	•	1,41,1	1,104
·c	₹	76	-4	-11	2	<i>-</i>	•	ě	>	Ĭ	7.	£	64٬۰۸	0:,46
	•	>-	5	-2	*	=	Ę	ž	7	K.	Κ.	140	184,01	L'yy
يئ	· 8=	BL	,146			-	-	3		ن	7		<u></u>	4
الين	ها	E	ي پي	1	T. + 	F-0 + 	T.	70 184	, e		p, (3+5)	£(4.17)	2 × 5 dd	×××

(1) (3) (1)

TVV.

بإستخدام قوانين الأرقام القياسية للكميات وبيانات الجدول السابق،

وتدل النتيجة الأخيرة على أنه إذا ثبتت الأسعار كما كانت عليه عام ١٩٩٨ فإن الكميات تزيد بمقدار ٥٠٥٪ فيما بين الفترة من ١٩٩٥ إلى ١٩٩٨ .

مثسال (۷) :

فيما يلى كميات الهبيعات بالجملة من بعض الهشغولات الذهبية (عيار ٢١) بسوق الجملة في بعض المدن ببعض الدول المختلفة عام (المليون جرام) ومتوسط الجرام منها مقوماً بالدولار خلال نفس العام.

جــدول رقــم (٧)

البيان	سعر الجرام با	الدولار ۱۹۹۹	كميات المبيد (بالمليون ج	,
	الرياض	القاهرة	الرياض	القاهرة
مشغرلات تقليديــة مشغولات غير تقليدية	11	۸۰	10.	1
العجــمــوع	41	٣٠	40.	100

إحسب الأرقام القياسية المختلفة للكميات على أساس أن:

(أ) الرياض هي مدينة الأساس.

(ب) القاهرة هي مدينة الأساس.

الحسل:

(أ) الرياض هي مدينة الأساس:

جـدول رقم (۸)

£,4	£.4	4. غ	ž,d	,d	, 4	ĮŽ	Ĵ.	البيــــان
···	·0··	γρ.	Jo	91	10+	1.	11	مشغولات تقلينية مشغولات غير تكلينية
1	¥8· •	140+	170-	181	Yo.	F.	77	Ep-and

١ - الرقم القياسي التجميعي البسيط للكميات:

٢ - الرقم القياسي التجميعي المرجح بأسعار الأساس (لا سبير)

٣ - الرقم القياسي التجميعي المرجح بأسعار المقارنة (باشي)

(ب) إذا كانت القاهرة هي مدينة الأساس:

جسدول رقم (٩)

2.5	£1 ^d	£1ª	ţ.4	,d	, di	įĘ.	٤	البيان
yo.	1700	19 00	Jaco Jaco	100	g. 10.	11	4.	مشــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
} <u>}</u> 04	170-	128++	4	¥0=	101	77	۲۰	أميمسوع

١ -- الرقم القياسي التجميعي البسيط للكميات:

٢ - الرقم القياسي التجميعي للكميات المرجح للأسبير :

/. 1Vo -

٣ - الرقم القياسي التجميعي للكميات المرجح (باشي)

٤ - رقم فيشر للكميات

الأرقام القياسية بالمناسيب

تغلبنا في الجزء السابق على أهم عيوب الأرقام القياسية التجميعية البسيطة من ناحية إختلاف الأهميات النسبية لكل سلعة تدخل في تركيب الرقم القياسي - حيث تم معاملة جميع السلع بأهميات نسبية متساوية -وذلك باستخدام أساوب الأوزان أو الترجيحات فقد أتخذت الكميات كمعيار للترجيح عند تركيب الأرقام القياسية التجميعية المرجحة للأسعار في حين أتخذت الأسعار كمعيار للترجيح عند تركيب الأرقام القياسية التجميعية المرجحة بالكميات ، ومما لا شك فيه أن الأرقام القياسية الترجيحية السابقة لم تتغلب على المشكلة أو العيب الآخر (٥٠) وهو إختلاف الوحدات القياسية المستعملة في تسعير السلم المختلفة الداخلة في تركيب الرقم القياسيء أو بمعنى آخر إختلاف الوحدات التي يجر عنها السعر بالنسبة للسلم الداخلة في تركيب الرقم القياسي، وهو ما سوف نأخذه في الاعتبار عند دراسة الأرقام القياسية بالمناسيب (*** نلك أن منسوب السعر -The Price rela) (tive أو منسوب الكمية (Quntity relative) لأي متغير عبارة عن نسب ليس لها تمييز ، بجانب التعرف على التغير النسبي في سعر أو كمية سلعة على حدة من ناحية ثانية، كما سيصبح من اليسير تركيب رقم قياسي تجميعي بسيط للكميات من ناحية ثالثة إذا ما إختلفت وحدات

أحياناً ما يطلق عليها الأرقام القياسية المترسطة.

^(**) ارجع إلى الميب رقم (٢) المشار إليه سابعاً .

^{(ُ}ههه) المنسوب هو أيسط صيغة للأرقام القياسية للأسمار أو الكميات، وعلى سبيل المثال قإن منسوب السعر يهنف إلى أظهار سعر سامة محددة في فدرة المقارنة بالنسبة لفترة الأساس

القياس الداخلة فى تركيب الرقم القياسى - بعد ما كان أمراً مستحيل تركيبه بالصيغة التجميعية البسيطة نظراً لأختلاف وحدات القياس كما سبق أن أشرنا -.

وهناك أكثر من رمّم قياسى بالمناسيب يختلف كل منها عن الآخر بإختلاف نوع المتوسط المستخدم، هل هو وسطاً حسابياً أو وسطاً هندسياً سواء أكان رقماً بسيطاً أو مرجحاً كما يلى:

أولا : الأرقام القياسية البسيطة للمناسيب:

(أ) الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار:

إذا كمان لدينا أكثر من سلعة وليكن (ن) من السلع، ولكل سلعة سعرين أحدهما فى نقطة الأساس (ع.) والآخر فى نقطة المقارنة (ع.) فإنه سيكون لدينا (ن) من المناسيب للأسعار وسنرمز للمنسوب بالرمز(م) وهى:

$$\frac{3_{11}}{3_{12}} \times \cdots \times \frac{3_{12}}{3_{12}} \times \cdots \times \frac{3_$$

وبفرض أن عدد السلع الداخلة في تركيب الرقم = ن من السلع

أو بصيغة أخرى

أيضاً إذا كان عدد السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى = ن من السلع ولكل سلعة كميتين أحدهما فى نقطة الأساس (ك.) والأخرى فى نقطة المقارنة (ك،) فإنه سيكون لدينا (ن) من المناسب الكميات وسنرمز له بالرمز (ه.) وهى:

ويغرض أن عدد السلع الداخلة في تركيب الرقم القياسي = ن من السلع

(ب) الوسط الحسابي لمناسيب الكميات:

أوبصيغة أخرى

مثال (۸):

من المثال رقم (٢) السابق إحسب كلاً من الأرقام القياسية البسيطة التالية للمناسيب:

أولاً: الوسط الحسابي امتاسيب اأسعار.

ثانياً: الوسط الحسابي لمناسيب الكميات

الحيل:

أولاً: منامسيب الأمسعار:

$$\chi_{14} = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1}{1} \cdot \cdot \times \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \times \cdot \times \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \times \cdot \times \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \times \cdot \times \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \times \cdot \cdot \times \frac{1}{1} = \frac{1}{$$

وعليه فإن : الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار

$$J \cdots \times \left(\frac{L \cdots}{J \cdots} + \frac{J \cdots}{V \wedge} + \frac{J \cdots}{J \cdots} + \frac{J \cdots}{J J \cdots} + \frac{\lambda}{2} \right)$$

1 · · × A, AAT

X 177,77 - AAA,8

أو

انياً: مناسب الكميات:

$$a_1 = \frac{A_2}{a_1} \times a_1 = a_1 \times a_2 = \frac{A_2}{a_1} \times a_2 = a_1 \times a_2 = a_2 \times a_2 \times a_2 = a_1 \times a_2 \times$$

وعليه فإن :

الوسط الحسابي لمناسيب الكميات

ثانيا : الرقم القياسي البسيط للمناسيب (كوسط هندسي) :

ويفضل الوسط الهندسي للمناسيب عن الوسط الحسابي للمناسيب وذلك لدقة الأول عن الثاني حيث يعاني الأخير قصور دقة الحساب لاعتماد حساباته على مناسيب (أي لنسب) وليس على أرقام مجردة للأسعار أو الكميات (*).

(أ) الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار:

(ب) الوسط الهندسي البسيط لمناسب الكميات:

[.]X1 -- 1 - x T x -, TTT

كما أن الرمز (م) يشير إلى حاصل ضرب.

مثسال (٩):

من المثال رقم (٢) السابق أحسب كلاً من الأرقام القياسية البسيطة التالية للمناسيب.

أولاً : الوسط الهندسي البسيط امناسيب الأسعار .

ثانياً: الوسط الهندسي البسيط امناسيب الكميات.

الحسلء

لتسهيل العمليات الحسابية فإنه يفضل إستخدام أسلوب اللوغارتيمات عند إيجاد الوسط الهندسي البسيط للمناسيب كما يلي:

المعمسوع					A,MT	1,1497	1,7979	۸۸۸۰٬۰
نذكرة لميران	7:	1	3		4-	*,¶** 1 *	1,0***	1141'.
S	مِ	Ą	17.	١٠.	1,10	3111.	1,70	.,.474
Į	· ·	٠:	7	÷	1,111	V341'-	1,7101	.114.
Ë	<u>:</u>	Ŧ	÷	<u> </u>	1,1	13.4.	1,7779	
	4		\$	* ···	٥,٢	.,7474	1,-104	۲۵.۰۲
	દ	દુ:	F.	F				
	70	70	* <u>6</u> .	78.	^	^	L	· S.
ž.	\$	الأسمار	الكمياك	e.	الله الله	70 2.	منسوب الكفوة	<u> </u>

ومنه فإن :

(i) be (
$$\frac{3}{100}$$
) (i) be ($\frac{3}{100}$)

ومن الجدول السابق

وبالبحث في جدول الأعداد المقابلة للوغارتيمات عن العدد المقابل إلى لو (٢٣٧٨٤) سنجده = ١,٧٢٩ وبالصرب في ١٠٠ فيإن الوسط الهندسي لمناسيب الأسعار لمجموعة السلع الناخلة في تركيب الرقم القباسي:

ومن الجدول السابق

^(*) لاحظ أن ألوسط العسابي استاسيب الأسمار لغض الملع - ١٧٧,٦٦ أبل أن الوسط المسابي استاسيب الأسعار دائماً أكبر من الوسط الهندسي استاسيب الأسعار لغض المالة ١٧٧,٩ ك.

وبالبحث فى جدول الإعداد المقابلة للوغارتيمات عن العدد المقابل ك لو (١٠٤٥٤،) سنجده - (١,٢٧٢) وبالصرب فى ١٠٠ فبإن الوسط الهندسى البسيط لمناسب الكميات لمجموعة السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى.

1 .. × 1. YYY =

Z144,4 -

ثانياً: الأرقام القياسية المرجحة للمناسيب:

إن الأرقام القياسية السابقة في (أولا) كوسط حسابي بسيط للمناسيب أو كوسط هندسي بسيط للمناسيب تقابت على مشكلة إختلاف وحدات القياس بين السلع الداخلة في تركيب أي رقم قياسي منها سواء بالنسبة للأسعار أو بالنسبة للكميات، ويعيبهما أنهما عاملاً السلع الداخلة في تركيبهما بنفس الأهمية النسبية لكل سلمة دون تفرقة للأهمية النسبية لكل سلمة عن الأخرى، وعليه فالأرقام القياسية التي حصانا عليها بالمنتوسطات البسيطة السابقة لا تصور على حقيقتها ، ويمعني آخر فإن نتائجهما مضالة بعض الشيء.

لذلك يستحسن تعديل هذه المتوسطات البسيطة للمناسيب بإستخدام أوزان تتناسب مع أهمية السلع التى تُرجح بها للمناسيب الخاصة بها وأفضل معيار نقيس به الأهمية النسبية للسلعة هو قيمتها، أى حاصل ضرب سعرها في كمياتها، ولكن السؤال عندما نرجح فبأى سعر وأى كمية فقد عرفنا أن لكل سلعة سعر أساسى (ع) وسعر مقارنة (ع) وكذلك لكل سلعة كمية أساسية (ك) وكمية مقارنة (ك) مع ملاحظة ما يلى :

۱ – إن إستخدام الكميات وحدها للترجيح فى حالة المناسيب، عمل غير منطقى، ذلك لأن المنسوب مجرد نسبة لا تمييز له (ع ÷ ع) فإذا رجحناه بالكميات فقط حصلنا فى الواقع على رقم أقرب إلى تمثيل الكميات منه إلى تمذيل الأسعار، لذا وحتى يكون الترجيح متفقاً مع المنطق والواقع العملى فإنه يجب أن يتفق مع القيمة (ع×ك)، وعليه فإن المناسيب يجب ترجيحها بإحدى الأوزان أو الترجيحات التالية:

والمصول على الرقم القياسي كمتوسط مرجح المناسيب يتم ضرب

فبإستخدام الأوزان الترجيحية المشار إليها عالية في المعادلة السابقة نحصل على الأرقام القياسية التالية ^(*).

(أ) بإستخدام الوزن الترجيحي (ع ك) نحصل على :

١ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الأسعار:

$$-\frac{x_{-}(3 + 3 + 3 + 3)}{x_{-}(3 + 3)} \times \cdots \times \cdots \times \cdots \times \cdots$$

^(*) إذا تم حساب الوسط التوافقي امناسيب الأسمار في هذا الرقم نصصل على الرقم القياسي لباشي للأسمار.

وهو نفسه الرقم المرجح للاسبير للأسعار .

وهو نفسه الرقم القياسي المرجح للاسبير للكميات (ب) بإستخدام الوزن الترجيحي (ع كي) نحصل على :

٣ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الأسعار (*)

$$(YY) (1/2, 8/2) - (1$$

٥ -- الرقم القياسي المرجح لمناسب الأسعار.

٦ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الكميات:

$$= \frac{-4e^{-(\frac{16}{2} \times 3, \frac{16}{2})} \times \cdots}{-4e^{-(\frac{1}{2} \times 3, \frac{16}{2})} \times \cdots} \times \cdots (3Y)$$

(د) بإستخدام الوزن الترجيحي (ع ك.) نحصل على :

٧ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الأسعار

$$-\frac{4}{4} \times 3 \times 3 \times \frac{1}{2} \times 3 \times 10^{-1} \times 1$$

٨ - الرقم القياسي المرجح لمناسيب الكميات:

وهو نفسه الرقم القياسي المرجح للكميات لباشي.

مشال (١٠) احسب الأرقام القياسية المرجحة للمناسيب الممكنة للأسمار والكميات في المثال رقم (٢) السابق.

2							6,40-4118	17-1-17	118841	Malui	Miller	19061-0	111174.	1197-14
E	7	T::	-		7	5	14::	41	73	£A+++	14***	10	14	7
(1)	ب	×	÷	10.	, F	Ę	ž	WIT,	1710	YIIO	Î	ווווו	1170.	117.0.
(·	•	7:	5	È	i'u	3	o'AITALA	· M.M.I	illes.	1171-1-	ини	*****		10110:
(·)	Ŧ	÷	Ŋŗ.	=		ă		T ·(··	¥***	·W.r.	:	JOOHAL	11:44:	11.8311
Ê	_	۰	7	>	-56	1,49 4 17	5	1	1	4100	111	£.	rin.	=
	in	70	* B	Ba	;~	· 6.		; ; ;					8	7
£	!	1	1		17-	"Ba	Ji xd p	(A x4 b)	(2) xé př.)	in the	21 xq b) (21 xq b) (21 xq b) (21 xq b) b xq b	e. X	ÎL X	6. X
	•	-	5	2				£	مناسبها السمارال ومنا	-		-	منفسها فلميك الرجعسة	-

الأرقام القياسية لمناسيب الأسعار المرجحة (٥٠):

$$\frac{3_1 \times 3_2 \times 3_2}{1 - \frac{3_1 \times 3_2 \times 3_2}{3_2 \times 3_2}} \times \cdots = \frac{3_1 \times 3_2 \times 3_$$

إختبارات الأرقام القياسية

بإستعراض الصيغ السابقة الأرقام القياسية سواء التجميعية العادية أو بإستخدام المناسيب - البسيطة أو المرجحة - يتبادر إلى الزهن ذلك النساؤل، أي من هذه الصيغ تعبر أفضل الأرقام القياسية ؟ والإجابة الكاملة والدقيقة على التساؤل السابق يقتضى منا المفاضلة بين صيغ الأرقام القياسية من الناحيتين النظرية والعملية - وسنتناول في هذا الجزء الناحية الأولى منها (*) - الأسس النظرية لإجراء المفاضلة بينها - والذي يرجع الفصل فيه إلى فيشر حيث إقترح عدة أسس أو إختبارات، فإذا إجتازت إحدى الصيغ مجموعة هذه الإختيارات معا أمكن القول - نظريا - أنها أفضل صيغ الأرقام القياسية وفيما يلى الاختبارات لفيشر وكيفية تطبيقها:

الإختبار الأول: الانعكاس في الزمن (Time reversal)

ولأتمام هذا الإختبار على أى رقم قياسى يقتضى هذا الأمر المحسول على البديل الزمدى – أو المعامل الزمدى – لدفس الرقم، ويمسرب هذا البديل فى الرقم القياسى ذاته ، فإذا كان ناتج عملية المسرب السابقة واحد صمعيها (**) ، فيكون هذا الرقم القياسى قد إجتاز إختبار الانعكاس فى الزمن، أما إذا كان ناتج عملية المسرب المشار إليها سابقاً تختلف عن الواحد

^(*) على أن نتناول الأسس العملية فيما بعد.

^(**) وهذه النتيجة منطقية ، حيث أنه يجب أن يتساوى أى رقم قياسى مع مقارب الرقم والا اعتبر الرقم القياسى خاطئاً ، ومن ثم لا يؤدى المعنى والغرض المعنى والمدرض المستعدف منه .

الصحيح - أقل أو أكثر من الواحد الصحيح - فيكون الأمر مختلفا أى أن هناك تديز فيها وعلى ذلك يكون الرقم القياسى لم يجتاز إختبار الانعكاس فى الزمن :

٢ – البديل الزمنى (المعامل الزمنى): والبديل الزمنى لأى صيفة من صديغ الأرقام القياسية ، هى ذات الرقم القياسي محسوباً بطريقة عكسية، وما سبق يعنى إعتبارنا نقطة الأساس فى الرقم الأصلى نقطة مقارنة فى البديل الزمنى ، وأيضاً اعتبار نقطة المقارنة فى البديل الزمنى ، وأيضاً اعتبار نقطة المقارنة للأسعار (ع) أو

المقلوب الزمنى لأى رقم قياسى = $\frac{1}{\text{البديل الزمنى الرقم القياسى}}$ ، فعلى صبيل المدال فإن الرقم القياسى المعر سلعة ما وليكن $\frac{3}{3}$. فإن مقوية الزمنى = $\frac{1}{3}$. وعليه فإن $\frac{3}{3}$. $\frac{1}{3}$. $\frac{1}{3}$. $\frac{3}{3}$. وعليه فإن $\frac{3}{3}$. $\frac{1}{3}$. $\frac{1}{3}$. $\frac{3}{3}$. $\frac{3}{3}$. $\frac{3}{3}$.

وهذا منطقياً ، فإذا أعطى الرقّم القياسى السابق نتيجة تغيد أن السعر زاد بنسبة ٣٠٪ بين النقطتين (') ، (() فإنه يجب أن يعكس أيضاً أن السعر قد انخفض بنسبة ٣٣٪ بين النقطنسين (() ، (°) أى أن إذا كسان ع(١) - ١٣٠ ، ع(١) - ١٠٠

الكميات (ك) أو للأثنين معا (ع × ك) أى القيمة (ق) أو بصورة أخرى.

فعلى سبيل المثال :

أو نستبدل ك (١) بـ ك (٠)

الأمر مع باقى صيغ الأرقام القياسية المختلفة السابق دراستها ويإجراء عملية الضرب المشار إليها بين أي رقم أصلى في بديله الزمني تنحصر النتائج فيما يلي :

(أ) الرقم القيامي التجميعي البسيط للأسعار :

(يجتاز اختيار الانعكاس في الزمن)

(ب) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة الأساس (لاسبير للأسمار):

(لا يجتاز إختبار الإنعكاس في الزمن)

(حـ) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة المقارنة (باشي للأسعار) :

(د) الرقم القياسي لمارشال وانجوارث للأسعار (كوسط حسابي):

وبالتطبيق على المثال رقم (٤) السابق نجد :

(هـ) الرقم القياسي امارشال وادجوارث للأسعار (كوسط هندسي) :

وبالتطبيق على المثال رقم (٥) السابق نجد:

(و) الرقم القياسي للأسعار لفيشر :

وبالتطبيق على المثال رقم (٢) السابق نجد:

$$1 = \frac{10\xi \xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} = -\frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} = -\frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} = -\frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} = -\frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} = -\frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} = -\frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot}{10\xi \cdot \cdot} \times \frac{10\xi \cdot \cdot}{10\xi \cdot$$

(ز) الرقم القياسي التجميعي البسيط للكميات :

(يجتاز أختيار الأنعكاس في الزمن)

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

(ح) رقم لاسبير الكميات:

(لا يجناز أختبار الأنعكاس في الزمن)

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

$$1 < 1.11 = 1.11 \times 1.10 =$$

(ط) رقم باشي للكميات:

وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

(ى) رقم مارشال وإدجوارث الكميات (كوسط حسابي) :

(يجتاز إختبار الانعكاس في الزمن)

بالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

(ل) رقم فيشر الكميات:

(يجتاز إختبار الانعكاس في الزمن) وبالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد :

$$\frac{\text{YYY}}{\text{YYY}} \times \frac{\text{YYY}}{\text{YYY}} = \sqrt{\frac{\text{YYY}}{\text{YYY}}} \times \frac{\text{YYY}}{\text{YYY}}$$

ونود أن نشير هنا أيضاً أنه بتطبيق إختبار الانعكاس في الزمن على الأرقام القياسية الأرقام القياسية الأرقام القياسية التجميعية المابقة سنجد:

- ١ أن الوسط الحسابى البسيط للمناسيب لا يجتاز اختبار الأنعكاس في الزمن.
- لا الوسط الحسابى للمناسيب المرحج بأى وزن من الأوزان لا
 يجتاز إختبار الأنعكاس في الزمن.

أن الوسط الهندسي المناسيب المرجــح بأى وزن من الأوزان لا
 يجتاز أختبار الأنعكاس في الزمن .

الإختبار الثاني: إختبار الإنعكاس في المعامل (Factor reversal):

ولإنمام هذا الإختبار على أى رقم قياسى يقتضى الأمر أولاً العصول على البديل المعاملي ثم صريه في الرقم القياسي الأصلى فإذا كان ناتج

وذلك يحنى أن الشرط الواجب تعققه لاجتياز أى رقم هذا الاختبار أن :

^(*) وهذه التنججة منطقية ، فإذا اخذنا الرقم القياسي للأصعار لعدة سلع في سندين مخطقتين، وتم استخدام نفس المستخدام نفس المستخداء نفس المستخداء نفس المستخداء نفس المستخداء نفس المستخداء التضريري أن يكون حاصل صنرب الرقمين السابقين – للأصعار والكميات – مصاوياً اللسبة ببين فيم هذه السلع (حيث أن إلقيمة (ق) – السعر (ع) × الكمية (ك)] في نفس السنتين محل الدراسة، فإذا أدى الأمر السلبق إلى خلاف، ما سبق فتكون صديفة الرقم القياسي خلطتة في تصورها التنمير الذي يحون صيفة الرقم القياسي خلطته في تصورها التنمير الذي يحدث في ظاهرتي السعر، والكمية، وبالذالي يكون صيفة الرقم القياسي لا يجاني

هذا يمكننا القول أن الرقم القياسي الأصلى قد إجتاز اختبار الانعكاس في المعامل أما إذا كان حاصل المنرب السابق لا يؤدي إلى منسوب القيمة السابق ، فالرقم القياسي هذا لا يكون قد إجتاز هذا الاختبار .

٤ - البديل المعاملي:

المحسول على البديل المعاملي اصبيعة أي رقم قياسي هو نفسه الصيعة الأصلية لهذا الرقم، بشرط إستبدال الكمية (ك) بدلاً عن السعر (ع)، وأيضاً إستبدال السعر (ع) بدلاً من الكمية (ك) مع بقاء عامل الزمن ثابت ويصورة أخرى:

إستبدال
$$(3,)$$
 بـ $(4,)$ مواه بالنسبة الزمان $(3,)$ بـ $(4,)$ أو للمكان في الأرقام $(4,)$ بـ $(4,)$ التياسية المختلفة $(4,)$ بـ $(4,)$ $(4,)$ بـ $(4,)$ بـ $(4,)$ بـ $(4,)$ بـ $(4,)$ بـ $(4,)$

فبتطبيق الإختبار السابق على الأرقام القياسية المختلفة سنجد:

(أ) الرقم القياسي التجميعي البسيط لأسعار:

(ب) الرقم القياسي للأسعار للاسبير:

وبتطبيقها على المثال رقم (٣) السابق نجد:

1141.0. + 1241.141

(**) من المعريف أن مدع، مدك، تعنى حاصل صرب إجمالي السعر في إجمالي السعر في إجمالي المعريف أن مدع، ك مدك، مدك، الكميات بمجموعة السلع الداخلة في تركيب الرقم مدع، ك مدع، ك

مجموعه حراصل كل سعر في الكمية المناظرة له لمجموعة السلع .

(حـ) رقم باشي للأسعار:

وبالتطبيق على المثال رقم (٣) السابق نجد :

(د) الرقم القياسي أمارشال وإدچوارث للأسعار (كوسط حسابي):

وبالتطبيق على المثال رقم (٤) السابق نجد: (*)

وبالتطبيق على المثال رقم (٤) السابق نجد : (٥٥)

(و) الرقم القياسي للأسعار لغيشر :

(يجتاز إختبار الانعكاس في المعامل)

بالتطبيق على المثال رقم (٢) السابق نجد:

- 1190° - 1197°°° -

(ز) الرقم القياسي النجميعي البسيط الكميات:

YYYY71

(لا يجتاز إختبار الأنعكاس في المعامل)

بالتطبيق على المثال رقم (١) السابق نجد:

(ح) رقم لا سبير الكميات:

- ac b 3 × ac 3 b + ac b 3 (V yerli (extend)

بالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

1.. 400 -

1.

(ط) رقم باشي الكميات:

بالتطبيق على المثال رقم (٦) السابق نجد:

رقم مارشال وإدچوارث الكميات (كوسط حسابي) :

V+7,7£Y

(لا يجتاز إختيار الانعكاس في المعامل)

وبالتطبيق على المثال رقم (٥) السابق نجد :

(ل) الرقم القياسي للكميات لغيشر:

من كل ما سبق يتضح لنا ما يلي:

أولاً: الأرقام القياسية التي تجتاز الاختبار الأول (الانعكاس في الزمن)

- ١ -- الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار وللكميات.
- ٢ الرقم القياسي ثمارشال وإدچوارث كوسط حمايي ووسط هندسي
 الأسعار والكعدات.
 - ٣ الرقم القياسي لفيشر للأسعار والكميات.
 - ٤ الوسط الهندسي البسيط للمناسيب.

ثانياً : الأرقام القياسية التي تجتاز الاختبار الثاني (الانعكاس في المعامل) فقد إقتصرت على الرقم القياسي لفيشر للأسعار والكميات .

وعليه فالرقم القياسي الذي إجتاز الاختبارين في نفس الوقت هو الرقم القياسي لفيشر (للأسعار وللكميات) لذا أطلق عليه الرقم القياسي الأمثل.

ثالثاً: إن باقى الأرقام الأخرى لا تجتاز أى من الاختبارين السابقين.

تعديل نقطة الأساس

قد يتطلب الأمر منا تغيير نقطة الأساس ارقم قياسي معين (٥) لأكثر

^(*) رقم قياسي للأسعار أو للكميات أو الإنتاج ... الخ.

من سبب، أولهما لجعل نقطة الأساس حديثة نسبياً خاصة إذا ما كانت نقطة الأساس بعيدة نسبياً، وثانيهما، لترحيد أساس رقمين قياسين أساسهما مختلف وذلك لتسهيل المقارنة بينهما، ويتضح لذا ما تقدم من معالجة المثالين التاليين:

مثسال (۱۱) ،

البيانات التالية للرقم القياسي للإنتاج الزراعي (١٩٦٥ = ١٠٠ خلال السنوات من ١٩٨٥ حتى ١٩٩٥.

جسدول (۱۲)

1990	1991	1997	1994	1991	199+	1949	1944	1549	15/1	19,60	استة
11.	ioe i	10+	127	170	lă.	14+	1/0	100	40	۸.	الإنتاج الزراعي (۱۹۲۵ - ۱۰۰) لا

والمطلوب: تعديل نقطة أو سنة الأساس إلى سنة ١٩٨٥. الحيل:

يتم تغيير نقطة الأساس من عام ١٩٦٥ إلى عام ١٩٨٥ في المثال السابق وفقاً لما يلى:

يتم قسمة كل رقم قياسى من الأرقام القياسية فى سلسلة الأرقام المعطاه عاليه على قيمة الرقم القياسى لعام ١٩٨٥ (نقطة أو سنة الأساس الجديدة) وضرب الناتج × ١٠٠٠، ونفس الأمر مع الأرقام القياسية السنوات الثانية لعام ١٩٨٥ أي أن:

الرقم القيلسي الإنتاج الزراعي عام ١٩٩٥ = ٢٠٠٠ × ٢٠٠ - ٢٠٠

وتصبح ساسلة الأرقام القياسية بعد التعديل كما يلى :

جـدول (۱۳)

1990	1416	1997	1997	1991	199.	1949	1944	14VA	1941	1940	السنبة
Y++.	197,19	144,0	144,0	151'Ao	157,0	101	154,40	117,10	1344,40	ţe e	الإنداج الزراعي (۱۹۸۰ - ۱۰۰) [

مشسال (۱۲):

فما يلى سلملتين من الأرقام القياسية الأولى أساسها عام ١٩٩٠ والثانية أساسها عام ١٩٩٥ والمطلوب إستكمال بيانات السلسلتين:

السلسلة الثانية	السلسلة الأولى	البيان
1 · · = 1990	1 199	السنة
س,	1	199•
صه	9.	1991
صب	11.	1997
صنب ص	110	1995
مں	170	1995
1	14.	1990
11.	۲۰۰۰	1997
110	س	1997
10.	N. S.	1994

أولاً : لإستكمال السلسلة الأولى التي أساسها عام ١٩٩٠ توجد الرقم القياسي للسنوات من ١٩٩٦ حتى ١٩٩٨ إلى أرقام نتبع السلسلة الثانية ويتم ذلك وفقاً لما يلي :

لما كان الرقم القياسي في السلسلة الأولى لعام ١٩٩٥ – ١٣٠ وكان الرقم القياسي في السلسلة الثانية لنفس العام (١٩٩٥) – ١٠٠ فإن النسبة بينهما هي ١٣٠ : ١٠٠ وهي النسبة التي تسود في السنوات التالية لعام ١٩٩٥ وبمنرب الأرقام القياسية المطلوبة في السنوات المناظرة من السلسلة الثانية في هذه النسبة نحصل على س_{، ع}س، عس عما يلي :

الرقم القياسي لعام ١٩٩٦ (س)
$$= 110 \times 110$$

معنى ذلك أن الرقم القياسى لعام ١٩٩٦ فى السلسلة الأولى السلاطر للرقم القياسى ١١٠ لغفس العام فى السلسلة الثانية يكون مساوياً ~ ١٠٠ × ١,٣ (١٤٣٪) وهكذا بالنسبة لباقى السنوات ١٩٩٧ ، ١٩٩٨ .

ثانياً: لإستكمال السلسلة الذانية التي أساسها عام ١٩٩٥ نوجد الرقم القياسي للسنوات من ١٩٩٠ حتى ١٩٩٤ إلى أرقام نتبع السلسلة الأولى ويتم ذلك باحدى طريقتين:

$$19.77 = \frac{100}{170} \times 90 = \frac{100}{100}$$
 الرقم التياسي عام 1991 (من

الرقم القياسي عام ۱۹۹۴ (من
$$_{3}$$
) = ۱۱۰ × ۱۱۰ من القياسي عام ۱۹۹۴ (من $_{3}$)

ثانيهما : بعد إستكمال الأرقام القياسية للسلمة الأولى التى أساسها عام - 1990 يمكن استكمال أرقام السلمة الثانية التى أساسها عام - 1990 بقسمة كل رقم من أرقام السلمة الأولى السابقة لعام 1990 على الرقم القياسي لعام 1990 (- 1990 في نفس السلمة الأولى ثم الصرب - 1990 فنحصل على - 1990 من - 1990 فنحصل على - 1990 من - 1990 من - 1990 فنحصل على - 1990 من - 1990 فنحصل على الطريقة الأولى وهي - 1990 (- 1990 من - 1990 من من المسلمة الثانية بنفس القيم التي جاءت بالطريقة الأولى وهي - 1990 (- 1990 من - 1990 من - 1990 من من المسلمة الأولى وهي - 1990 من من المسلمة الأولى من من المسلمة الأولى وهي - 1990 من من المسلمة الأولى من من من المسلمة ا

جدول (١٥)

الساسلة الثانية	السلسلة الأولى	البيان
1=1990	1 1 1 1 1 1	السنة
٧٦,٩٢	1	199+
74,77	9.	1991
A£,7Y	11.	1997
۸۸,٤٦	110	1997
97,10	170	1998
1	١٣٠	1990
110	117	-1993
11:	144	1117
10+	. 140	1994

الأرقام القياسية المتحركة

إن أسعار السلع – أيا كانت – تتغير من زمان إلى زمان، فيتم إستخدام الأرقام القياسية للأسعار (زمانية) وذلك بتحديد السعر لوحدة قياس محددة من السلعة أو السلع في نقطة زمانية يتم إختيارها هي نقطة أو سنة الأساس) ثم نصبها إلى سعر نفس السلعة – أو السلع – عند النقطة الزمانية التي يراد قياس التغير أو المقارنة عندها (نقطة أو سنة المقارنة).

وحتى نطمئن إلى صحة المقارنة السابقة، وتحقيق الإستفادة المرجوه والأطمئنان إلى نتائج الأرقام القياسية للأسعار – أو خلافها – بالنسبة إلى سنة الإساس، وخاصة إذا كانت بعيدة عن سنة المقارنة، أن نكون على يقين تام أو إلى درجة عالية – من أن الظروف ما زالت ثابتة، أو تقريباً على ما هي عليه خلال المدة بين سنتي الأساس والمقارنة الرقم القياسي على ما هي عليه خلال المدة بين سنتي الأساس والمقارنة للرقم القياسي كبيرة في الظروف المحيطة بالسلع التي نبحثها والداخلة في تركيب الأرقام كبيرة في الظروف المحيطة بالسلع التي نبحثها والداخلة في تركيب الأرقام الشياسية ومن أهم هذه التغيرات – ما يحدث بسبب إختلاف وتغير أذواق المستهلكين من ناحية أو بسبب طموحات الإنسان وتطلعاته من ناحية أخرى أو أن يحدث تغير جذريا في سعرها – أن تكون السلعة شائعة الإستهلاك في سنة الأساس في حين يقل أو يبعدم إستهلاكها في سنة المقارنة ، والعكس قد توجد بعض السلع لم تكن معروفة من قبل، أو على الأقل تزداد الأهمية النسبية لسلع ما أو نقل معروفة من قبل، أو على الأقل تزداد الأهمية النسبية لسلع ما أو نقل الأهمية النسبية بين السلم التي المعروفة من قبل، أو على الأقل تزداد الأهمية النسبية بين السلم التي المامية النسبية بين السلم التي

تدخل فى تركيب الرقم القياسهيين فترة الأساس وفترة المقارنة وبالطبع غالباً ما يحدث من التغيرات السابقة إما كلها أو بعضها، خاصة إذا طالت أو إنسع الفارق الزمنى بين سنتى الأساس والمقارنة ، وحتى نقضى على مشكلة عدم ثبات الظروف السحيطة والمشار إليها عاليه - أى تلافيها - فإننا نلجأ إلى تركيب الأرقام القياسية المتسلسلة (Link Index) أو المتحركة وهى عبارة عن سلسلة من الأرقام القياسية فيها تكون سنة الأساس تكل منها هى السنة السابقة لها أى نحرك الأساس تكل

وهذه الأرقام القياسية المتحركة – حسب تركيبها – عن طريقها نقارن أى ظاهرة في أى فترة زمنية بنظيرتها في الفترة السابقة لها مباشرة لأى تركيبة من تراكيب الأرقام القياسية السابقة.

فمن الجدول الآتي يمكن إعداد الساسلة المتحركة التالية:

جستول (١٦)

1990	1997	1997	1991	199+	199+	السنة
(۴)۳۰۰	(٤)۲۰۰	(E) 14.	(٤) ١٥٠	۱۲۰ (ع)	(بی)۳۰۰	السعر (ع)

سلسلة الأرقام القياسية للأسعار منسوب السعر لسلعة ما :

$$= (\frac{3_1}{3_2} \times \frac{3_2}{3_1} \times \frac{3_2}{3_2} \times \frac{3_2}{3_2} \times \frac{3_3}{3_2}) \times \cdots$$

ويذلك يكون الأساس في السلسلة السابقة متحركاً وليس ثابناً: ومعنى ذلك أن أسعاد هذه السلسة

- (۱) زادت في عام ۹۱ عنه في عام ۹۰ بنسبة ۲۰٪
- (٢) زادت في عام ٩٢ عنه في عام ٩١ ينسبة ٢٥٪
- (٣) زادت في عام ٩٣ عنه في عام ٩٢ بنسبة ٣٦٪
- (٤) زانت في عام ١٤ عنه في عام ٩٣ بنسبة ١٧٠٥٪
 - (٥) زادت في عام ٩٥ عنه في عام ٩٤ بنسبة ٥٠٪

ويجب أن ننره هنا أنه في مثل هذه السلسلة السابقة، إذا أردنا أن تكون المقارنة للأسعار، مثلاً بين الأسعار في فترة معينة والأسعار في فترة سابقة تبعد عنها بفترات – أربع أو خمس سنوات مثلا – فما علينا إلى ضرب الأرقام القياسية المتتالية في بعضها البعض حتى نصل إلى الفترة المطلوب المقارنة بها، وبذلك تتوافر في الرقم القياسي للمرونة والحركة، مع تغيير فترة الأساس من وقت لآخر – بطريقة غير مباشرة – كلما تغيرت الظروف، وبالطبع فإن المرونة السابقة لا تتوافر في الأرقام القياسية ذات الأساس الثابت السابق لذا دراستها في الأجزاء الأولى من هذا القصل. فمثلا من الجدول السابق إذا أردنا مقارنة أسعار هذه السلعة في سنة 1990 بالنسبة لسنة 1991 كأساس فإن ذلك يتم كما يلي :

$$\lambda \circ = 1 \cdot \cdot \times \frac{\lambda \circ \cdot}{\lambda \circ \cdot} = 1 \cdot \cdot \times \left(\frac{\lambda \circ \cdot}{\lambda \circ \cdot} \times \frac{\lambda \circ \cdot}{\lambda \circ \cdot} \times \frac{\lambda \circ \cdot}{\lambda \circ} \times \frac{\lambda \circ \cdot}{\lambda \circ} \right) = 0$$

أى أن الأسعار عام ١٩٩٥ زادت عن نظيرتها في عام ١٩٩١ كأساس نسة ١٥٠٪.

وعليه فإنه إذا أردنا إيجاد منسوب السعر في السنة النونية (ن) منسوباً إلى منسوب السعر السنة (٣) مثلاً فإن :

أى منسوب السعر في السنة (ن) بالنسبة لمنسوب السعر في السنة الذالثة.

$$\cdots \times (\frac{\xi}{\xi} \times \frac{\xi}{\xi} \times \cdots \times \frac{\xi}{\xi} \times \frac{\xi}{\xi}) = \frac{\xi}{\xi} \times \frac{\xi}$$

ويطلق على هذه الخاصية (بالخاصية الدورية) وهذه الخاصية تنطبق على الأرقام القياسية البسيطة فقط بعكس الأرقام القياسية المرجحة فلا تنطبق عليها خاصية الدورية ⁽⁰⁾.

^(*) الا إذا كانت الترجيحات بالكميات متساوية أي أن : ك الا إذا كانت الترجيحات بالكميات متساوية أي أن :

مميزات الرقم القياسي المتحرك:

ا مكانية تكييف تركيب أى رقم قياسى بما يتلاءم مع حالته فى
 كل سنة من حيث :

(أ) إلخال أو إضافة سلع جديدة، أو حذف سلع قديمة طبقاً لعظم أو قلة شأنها في السرق.

(ب) تعديل الأهمية السبية بين السلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسى المتحرك بما يتناسب مع ظروفها فى كل سنة، ويمعنى آخر إمكانية أخذ التغيرات الأساسية فى الإنتاج والتوزيع والانماط الإستهلاكية فى الإعتبار لمثل هذه الأرقام القياسية المتحركة.

٧ - المرونة التى تتصف بها الأرقام القياسية المتحركة، بما ينعكس على اعطاء مقارنات دقيقة للتغيرات من سنة لأخرى بعكس الأرقام القياسية ذات الأساس الثابت حيث يتم فيها الترجيح بأوزان ثابتة طوال السنين للسلسلة مما لا يتمشى مع الظروف المحيطة بالسلع الداخلة فى تركيب الرقم القياسي الثابت.

نقساريين (٨)

(١) فيما يلى بيان بأسعار وكميات السلع أ ، ب ، حـ فى السنوات 1990 ، 1990 .

19	40	19		
السعر الكمية		الكمية	السعر	السلعة
٧٠	14.	٦٠		
4.	100	۸۰	14.	ا ب
14.	٧٠٠	1	10.	_

المطلوب : حساب الأرقام القياسية التالية :

- ١ الرقم القياسي التجميعي البسيط للأسعار.
 - ٢ رقم باشي للأسعار .
 - ٣ رقم فيشر للكميات.
- ٢ (أ) بمعلومية البيانات التالية إحسب كل من الأرقام القياسية التالية للاسبير، ومارشال وأدجوارث ، وباشى، وفيشر، للأسعار والكميات.

لأساس	فترة اا	مقارنة	فدرة المقارنة		
ك ع		ع	گ	السلعة	
7.					
	14	٧٠	10	1	
4.	£ * * * *	۳۰	20	ب	
١٠	4	٧٠	Y0		
٥	1	1.	4	۵	

 (ب) إختبر الأرقام القياسية السابقة في الانعكاس في الزمن والأنعكاس في المعامل.

 ٣ - إحسب الرقم القياسي الأمثل لفيشر (أسعار ، وكميات) من البيانات التالية:

/ব্য	.ط	31	ع.	السلعة
14	١٠	٥	٧	
1	٨	٦	٣	ب ا
٣	٧	٨	٥	

٤ - بمطومية البيانات السابقة في (٣) إحسب كل من :

(أ) الرقم القياسي للاسبير للاسعار والكميات ٢ – الرقم القياسي لباشي للأسعار ٣٠ – الرقم القياسي امارشال وإنجوارث للأسعار .

3,	ك	ع.	.4	السلع
٨٠	14	٧٠	1	i
٤٠	£	٣٠	4	ب ا
٣٠	Y	٧٠	10	-
10	4	١٠	Y	٥

(ب) إختبر الأرقام القياسية السابقة في الانعكاس في الزمن والأنعكاس في المعامل.

 إحسب الأرقام القياسية للمناسيب المرجحة للأسعار والكميات: في التمرين رقم (١) ، والتمرين رقم (٢) المابقين:

٦ – فيما يلي أسعار وكميات ثلاث سلع في عامي ١٩٩٠ ، ١٩٩٥.

19	10	19			
ع, ك		.4	ع.	السلعة	
10	100	۷۰	۳۰ ۷۰	ب	

- إحسب كل من:
- ١ الوسط الحسابي البسيط امناسيب الأسعار ومناسيب الكميات .
- ٢ الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار ومناسيب الكميات.
- ٧ (أ) احسب كل من الأرقام القياسية امناسيب الأسعار المرجحة فى
 التمرين رقم (٦) السابق بإستخدام الرقم القياسى المرجح المناسيب بإستخدام كافة الترجيحات المختلفة الممكنة.
- (ب) إختبر الأرقام القياسية التى حصلت عليها من حيث الأنعكاس في الزمن والأنعكاس في المعامل.
- ٨ فيما يلى بيان بعدد العمال ومترسط الأجور الشهرية بالجنيه فى
 ثلاث مناطق (أ، ب، ح) فى عامى ١٩٩٠، ١٩٩٥ على
 التوالى:

العمال	عدد	بور الشهرية		
1990 1990		1990	199+	المنطقة
12	4	10.	40.	1
10	1	٥٥٠	۳٠٠	ب
10	٤١٠٠	٧٠٠	٤٠٠	-

والمطلوب،

- ١ تكوين رقما قياسياً للأجور باستخدام الرقم القياسي لباشي.
- ٢ تكوين رقما قياسياً للأجور باستخدام الرقم القياسي للاسبير.
 - ٣ إستنتاج رقم فيشر للأجور.
 - ٤ ما هو أفضل الأرقام السابقة ؟ ولماذا ؟
- ٩ الجدول الآتى يبين منسوب السعر لإحدى السلع فى السنوات ١٩٩٠ حتى ١٩٩٥ باعتبار سنة الأساس (١٩٩٠) ويأساس متحرك (أى رقم منسلسل) والمطلوب استكمال بيانات هذا الجدول.

، السعر		
أساس مندرك	1 = 199-	السنة
1.1		
	100	199.
1.7		1991
ب _ن	117	1998
س م	118	1998
1.0	٠,٠	1990

الفصل العاشير السلاسيل الزمنيية (TIME SERIES) تعليلها وقياس مكوناتها

مقدمية ،

أولا : نلاحظ ظواهر كثيرة في حياتنا ذات علاقة بالزمن سواء تعلق الأمر بظواهر تجارية وإقتصادية أو بغيرها من الظواهر المختلفة، فمن الملالعظ حدوث تغير في المؤشرات الاقتصادية والتجارية للمؤسسات المجارية والدول عبر الزمن، في المؤشرات الاقتصادية والدول عبر الزمن، أو للمادرات أو للواردات أو للفاتض الميزان التجارئ أو في ميزان المدفوعات ... الغ ، لأحدى الدول أو لمجموعة الدول من سنة لأخرى بمرور الزمن ، وهكذا الأمر بالنسبة للمؤسسات التجارية المختلفة ، فيختلف مستوى نشاطها الإنتاجي ، والبيعي وصافى دخلها من سنة فيختلف مسوى نشاطها الإنتاجي ، والبيعي وصافى دخلها من سنة لأخرى أي بمرور الزمن .

فإذا أمكنا ترتيب قيم ظاهرة ما أو مجموعة من الظواهر السابقة وققاً لزمن حدوثها نتج لنا سلسلة زمنية لمثل هذه الظاهرة أو مجموعة هذه الظواهر ويفضل أن يتم الترتيب السابق وفقاً لفترات زمنية متساوية قد تكون يوماً أو أسبوعاً أو شهرا أو ربع سنة أو بصف سنة أو سنة على حسب طبيعة الظاهرة والتغير فيها، وعليه يمكن تعريف السلسلة الزمنية لأى ظاهرة بأنها ومجموعة البيانات أو القيم لمثل هذه الظاهرة مرتبة تتباعياً حسب أزمنة حدوث هذه الظاهرة معدة على فترات زمنية متساوية ، وعليه فإن

أى سلسلة زمنية تحتوى على متغيرين أولهما الزمن وليكن (س مثلاً وهو المنغير المستقبل) ، والآخر هو قيمة الظاهرة وليكن (ص مثلاً وهو المتغير التابع).

وعليه فيمكن أن نشير إلى بيانات أو قيم الظاهرة بالرمز (ص) أى قيم السلسلة محل الدراسة بالترتيب بالقيم $ص_1$ ، m_2 ، m_3 ، m_4 ، m_5 ، m_6 ، m_6 ، m_7 ، m_8 ،

وتنشر الأجهزة الاحصائية المختصة في كثير من الدول سواء على مستوى هذه الدول أو على مستوى المؤسسات بها سلاسل زمنية لأرقام ظواهر مختلفة عن مدد محددة في الماضي ومن أمثلها على سبيل المثال لا الحصد .

- ١ -- السلاسل الزمنية لأرقام الدخل القومي خلال مدة محددة .
- ٢ السلاسل الزمنية لأرقام معدلات الزيادة في الإنتاج أي كان نوعه خلال مدة محددة.
- ٣ السلاسل الزمنية لأرقام متوسط الدخل الفردى السكان خلال مدة محددة.
- السلاسل الزمنية لأرقام العمادرات أو الواردات ككل أو على حسب
 السلعة أو الخدمة خلال مدة محددة.
- السلاسل الزمنية لأرقام عدد السكان ككل أو على حسب النوع..
 الخ خلال مدة محددة.

- ٦ السلاسل الرمنية لأرقام المواليد ككل أو على حسب النوع خلال مدة محددة
- ٧ السلاسل الزمنية لأرقام الوفيات ككل أو على حسب النوع خلال
 مدة محددة.
- ٨ السلاسل الزمنية لأرقام طلبة المدارس أو الجامعات خلال مدة محددة.
- السلاسل الزمنية لأرقام خزيجي الجامعات ككل أو على حسب الكليات خلال مدة محددة.
 - ١٠ السلاسل الزمنية لأرقام البطالة خلال مدة محددة.
- ١١ السلاسل الزمنية لعدد المبانى السكنية وفقاً لمستوياتها خلال مدة
 محدة.
- ١٢ السلاسل الزمنية سنوياً أو فصلياً أو شهرياً لمبيعات المحلات ككل أو حسب الصنف – خلال مدة محندة.
- ١٣ السلاسل الزمنية لأرقام للإنتاج الصناعى لأهم المؤسسات خلال مدة محددة.
- ١٤ السلاسل الزمنية لأسعار الأسهم المختلفة والتغيرات الدورية لهذه
 الاسعار خلال مدة محددة.
- ١٥ السلاسل الزمنية للأرفام القياسية لنفقة المعيشة ككل أو في
 الحضر أو الريف خلال مدة محددة.

ثافياً: إن التخطيط والرقابة واتخاذ القرارات السليمة من أهم المتطلبات على مستوى الدول أو المناطق أو الإدارة العلبا بأى مؤسسة سواء أكانت تجارية أو خدمية ولا يتأتى ذلك إلا بالتنبؤ بالمستقبل في كافة النشاطات في المحالات المختلفة.

ومما لا شك أنه بالإمكان الاستدلال حول مستقبل ظاهرة ما أو عدة ظواهر بناء على ما حدث لها فى الماضى أو يحدث لها فى الحاضر باستخدام أساليب الانحدار مثلاً ويعض الأساليب الأخرى للحصول على تقدير مثل هذه الظواهر فى المستقبل.

ثالثاً : « يعتبر تعليل السلاسل الزمنية من أهم أساليب الاستدلال الاحصائي حول المستقبل بناء على أحداث الماضي والحاضر حيث تبين السلملة الزمنية النغير الذي يحدث في قيم ظاهرة ما كدالة في الزمن ».

وعليه فالتحليل الاحصائي للسلاسل الزمنية المختلفة يؤدي إلى:

١ - تحديد ماهية التغيرات السابقة والحاضرة في سلسلة زمدية
 محدة.

٢ - تحديد السلوك - أو توصف المجرى - اببانات الظاهرة موضوع الدراسة ثم قياس التغيرات المختلفة بفعل المؤثرات أو المكونات المختلفة على أو لهذه الظاهرة وهو هدف وصفى يمكن عن طريقة تفسير واستنباط أثر بعض العوامل التاريخية على سلوك الظاهرة محل الدراسة.

٣ - الاستفادة من تحديد السلوك والتغييرات المختلفة المؤثرات أو
 المكونات المختلفة للظاهرة السابقة - بفرض التشابه في التنبؤ التجريبي
 للظروف التي سانت في الماضي - بما يمكن أن تكون عليه قيم هذه

الظاهرة فى المستقبل أو فى سنوات أو الأزمنة فى الماضى ليس لدينا عنها بيان فى بعض الأحيان .

وعلى سبيل المثال يمكن الاستفادة من تحليل السلاسل الزمنية فى المجال النجارى والاقتصادى بالتنبؤ فى مجالات الإنتاج والمبيعات فى أى صناعة من حيث القيم أ والأسعار النهائية أو أسعار المواد الخام ، أو المواد نصف المصنعة ... الغ، حيث يتم إستخدام التنبؤات السابقة فى مجالات تحديد الميزانيات التقديريه وتحديد سياسات الإنتاج والسياسات البيعية، وسياسات التمويل وسياسات العمالة، والسياسات المحاسبية فى المؤسسات التي تأخذ تحليل مثل هذه السلاسل الزمنية – كأسلوب مساعد فى التخطيط والرقابة بها (°).

خديد وفصل قيم المؤثرات أو المكونات المختلفة على الماسلة الزمنية سواء فى الماضى أو الحاضر أو المستقبل.

رابعاً: يمكن تمثيل أى سلسلة زمنية بيانياً – أى كان نوعها – وذلك بتحديد الزمن (س) على المحور الأفقى – بمقياس رسم معين – وبيانات أو قيم الظاهرة (ص) على المحور الرأسى – بمقياس رسم آخر – وبعد تحديد إحداثيات النقاط المختلفة لقيم السلسلة الزمنية بمكتا أن نصلها بمنحنى بالبد فنحصل على ما يطلق عليه ، بالمنحنى التاريخى للسلسلة الزمنية ، وهو أمر هام بالنسبة لأى سلسلة زمنية نهدف التعرف على الشكل العام التاريخى لسلوك هذه الظاهرة وقد يكون هذا المنحنى في شكل مستقيم أو شبه مستقيم أو منحنى من الدرجة الثانية أو درجات أعلى من

 ^(*) إن دراسة تعايل السلاسل الزمنية ستقيد التارس في صجالات الطوم الإدارية و والمعاسبية والاقتصادية المختلفة .

ذلك لأنه إذا أظهرت سلسلة زمنية لظاهرة ما إنجاها عاماً محدداً خلال فترة زمنية طويلة نسبياً من الزمن، فمن المتوقع أن يستمر حدوث هذا الاتجاه العام في المستقبل القريب نسبياً ويعتبر احتمال إستمرار الاتجاه العام للسلسلة الزمنية للظاهرة في المستقبل أساساً معقولاً التنبو.

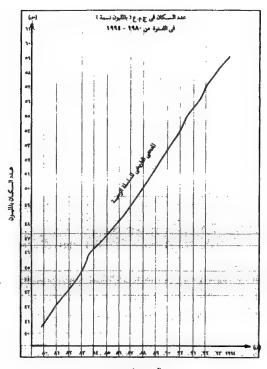
ويتضح لذا ما سبق من المثال التالى :

مثـال (۱) فيما يلى تقديرات عدد السكان فى منتصف العام فى ج-م-ع خلال العدة من ١٩٨٠ – ١٩٩٤

	Mi	1995	IMI	HH	W+	MM	MA	W	1901	1560	ANT	YMY	MAT	MAI	W	السنوان (ح)
١	41	opog	AIN!	*****	edigo	Pello	etin.	ille	11113	EMER	SMI-	541)	f-elt	ann	mn	عدد اسكان (س)

الصيفر: الكتاب الإحصائي السنوي يونيو ١٩٩٥.

والمطلوب : تحديد المدحني التاريخي لهذه الساسلة الزمنية.



السسنوات الشكسل رقم (٤٤) - 279 -

وبالطبع فإن الاتجاة العام لهذه السلسلة هو الزيادة في عدد السكان، وعليه نتوقع زيادة في السكان في ج م ح خلال الفترة القادمة حتى سنة ٢٠٠٥ مثلاً ويمكن حساب الزيادات السنوات حتى هذا التاريخ باستخدام بيانات السلسلة الزمنية السابقة ، وهكذا الأمر بالنسبة لكافة السلاسل الزمنية للظواهر الأخرى.

ومما تجدر الاشارة إليه هنا قبل الدخول في مكونات السلسلة الزمنية وتحليلها، أن نشير إلى ما يلي :

١ - إن مستوى التغير فى نقطة زمنية بسلسلة زمنية لا تصعد على مستوى التغير فى نقطة زمنية بنفس السلسلة الزمنية بصفة مطلقة، مستوى التغير فى نقطة زمنية سبقة بنفس السلسلة الزمنية بصفة مطلقة، ذلك لأن قيم الظاهرة (ص) ليست مستقلة تماماً عن بعضها البعض تمام مؤثرات أو متغيرات متعددة اقتصادية واجتماعية ونفسية وأخرى من ناحية، بجانب اختلاف الأهمية النسبية لكل مؤثر منها عبر الزمن فى قيمة الظاهرة فى هذه المؤثرات تغير كل من عدد السكان والنائج القومى الإجمالى، والتطور التكلولوچى، وأنواق المستهلكين، والسياسات الحكومية، والعلاقات الدولية، والطقس أو الجو، والعادات والتقاليد، والأعياد والمواسم، والحروب، والثورات، والغياصانات، والأوبئة والزلازل ... الخ.

ونظراً لصعوبة قياس أثر كل عامل من المؤثرات السابقة في سلوك الظاهرة أو السلسلة الزمنية موضوع القياس لصعوبته في بعض الأحيان ولاستحالته في أحيان أخرى، لكل ذلك فإننا نلجأ إلى افتراض مؤداه أن قيم الدن أي قيم الدن أي

وهذا يعنى أننا نعتبر الزمن (س) هو المتغير المستقل الوحيد والذى يمثل المحصلة النهائية لتأثير العوامل الكاثيرة الأخرى على الظاهرة موضوع البحث .

٢ - إن درجة الخطأ فى التنبؤ عكسية مع طول فترة التنبؤ، وبمعنى آخر تزداد درجة دقة التنبؤ بقصر الفترة الستقبلية التنبؤ والعكس صحيح وعليه فإن درجة التنبؤ لسنة قادمة أكثر دقة من درجة التنبؤ لخمس سنوات قادمة.

ومن ناحية أخرى فإن درجة الدقة فى التنبؤ طردية مع طول الفترة الزمنية للسلسلة الزمنية، أى أنه كلما طالت الفترة الزمنية لسنوات السلسلة الزمنية كلما زادت دقة التنبؤ والعكس صحيح.

لذا فإن المدة الزمدية لأى سلسلة زمدية يجب الا نقل عن ٦ فترات زمدية.

وفى كافة الأحوال فإن التنبؤ الذى يتم فى فترات يسودها كل من الثبات والاستقرار بالنسبة للظاهرة موضوع الدراسة يكون أكثر دقة من التنبؤ الذى يتم فى فترات لا يسودها هذا الاستقرار.

مكونات (Components) السلسلة الزمنية وتعليلها

أن التحليل الاحصائي لأي سلسلة زمنية يعني:

 ا تفكيكها إلى مكرناتها الأساسية المؤثرة على سلوك بيانات أو قيم هذه السلسلة الزمنية وقد أمكن تصنيف تحركات أى سلسلة زمنية فى أربعة متغيرات هى:

- (أ) تغيرات الاتجاء العام
- (ب) النغيرات الموسمية .
- (ح) التغيرات العشوائية (العرضية).
 - (د) التخيرات الدورية.

٢ – دراسة أساليب قياس التغيرات المختلفة التى تتضمها السلسلة الزمنية وطرق فصل تأثير كل مكون منها عن باقى مكونات السلسلة وذلك للتعرف على التغيرات التى تتبع كل مكون منها من حيث طبيعته ومقداره واتجاهه ... الخ.

٣ - دراسة وفحص بعض طرق التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية حيث أن الهدف من تحليل سلوك أى سلسلة زمنية هو إستخدامه فى التنبؤ بقيم كل مكون فى المستقبل.

٤ – تحديد نموذج السلسلة الزمنية (Time Series model) وذلك يعنى تحديد لعلاقة السلسلة بمكوناتها الرئيسية عند نقطة معينة وليكن (ن) سواء بالنسبة للإنجاء العام (ت) أو للمتغير الشواتى، (ع) أو للمتغير المومى (م) أو المتغير الدورى (د) وهناك نموذجين يستخدمان فى

هذا المجال كتقريب جيد للعلاقة بين مكونات السلسلة الزمنية التي تظهرها البيانات.

أولهما : نموذج حاصل الجمع (Additive model) وهو يفترض أن القيمة الأصلية السلسلة هي حاصل جمع المكونات الأربعة المكونة للسلسلة

وثانيهما : نموذج حاصل الضرب (Multiplication model)

ويفترض أن القيمة الأصلية السلسلة الزمنية هي حاصل ضرب مكوناتها الأربعة أي أن:

والنموذج الثانى هو النموذج شائع الإستخدام، ذلك لأنه يعطى تكل مكرن من المكونات الأربعة أهميته النسبية بجانب سهوله تطبيقه عن النموذج الأول.

كما أن في النموذج الثاني للسلسلة الزمنية، يتم التعبير عن مكون الانجاه العام في صورة قيمة عددية أي بوحدات البيانات الأصلية بيينما يتم اللتعبير عن كل مكون من المكونات الأخرى للسلسلة الزمدية – التغيرات للموسمية والدورية والعشوائية – في صورة نسب ملوية تزيد أو تنقص عن قستما المدوسطة أي ١٠٠٪.

كما يجب أن نشير بالنسبة لنموذج حاصل الضرب السابق أن:

هذاك تبعية متبادلة بمعناها الجبرى بين مكونات السلسلة الزمنية،
 أى أن الذبذبات الموسمية والدورية تعتبر دالة فى ذبذبات الإنجاء العمام.

* بملاحظة أثر قيم الاتجاه العام على التغيرات الموسمية والتغيرات الدورية في هذا النموذج ، نجد أن نسبة الموسمية إلى الاتجاه العام تبقى ثابتة ، وهذا يعنى أن القيم الموسمية إلى الاتجاه العام تبقى ثابتة ، وهذا يعنى أن القيم الموسمية تزداد كلما إزدات قيم الاتجاه العام ، ويحدث نفس الأمر السابق بالنسبة للتغيرات الدورية .

وثخلص من كل ما سبق أن الغرض من تحليل السلاسل الزمنية هو قياس التغيرات الخاصة بمكونات هذه السلسلة الأربعة، حيث أن القياس السابق يتيح لذا فرصة معرفة مقدار كل منها وانجاهه وأثر كل منها على الظاهرة المراد تطبلها وينعكس ما سبق في إمكانية:

١ - الوصول إلى نموذج يوضح تحركات الظاهرة موضوع القياس.

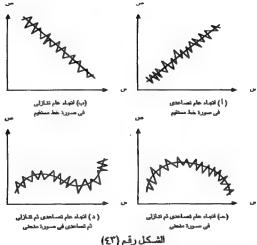
 ٢ – إستخدام النموذج السابق فى التنبؤ بأثر كل من الانجاه العام والتغيرات الموسمية، والتغيرات الدورية كل على حده.

(أ) تغيرات الانتجاه العام (تن Secular Trend (أ) تغيرات الانتجاه العام (تن أولاً : مقدمة وتعاريف:

بملاحظة المنحنى الداريخى لأى ظاهرة نجد أن هذاك نبذبات فى هذا المنحنى من فترة زمنية لأخرى، لكن ما يسينا فى الانجاه العام هو التغيرات التدريجية فى الأجل الطويل فى إنجاه معين (أعلى أو أسفل) ، فهناك بعض الظواهر ما يتزايد بطبيعته على مدار الزمن وليكن سدوياً (كالناتج القومى، وعدد السكان فى كثير من الدول النامية، وعدد

الطلبة، وإنتاج السيارات، والأجهزة الكهريائية، وإستهلاك الكهرياء ، عدد المدخنين ... الخ) ، وفيها يكون الانتجاء العام للظاهرة في الأجل الطويل تصاعدياً أي انتجاء موجب، في حين هناك بعض الظواهر ما يتناقص بطبيعته على مدار الزمن وليكن سنوياً (كإستخدام الفحم في التدفئة، واقتناء (أو تصنيع) السلع الآخذة في الانقراض بفضل التجديد واختراع سلع أخرى بديلة، كالتليفزيونات غير الملونة، واستخدام ألآت ومعدات الفرز والتتقيب اليدوية في الأعمال الإحصائية، .. الخ) وفيها يكون الإنجاء العام للظاهرة في الأجل الطويل تنازلياً أي إنجاء سالب.

ومما لا شك فيه أن الانجاء العام يعتمد بالدرجة الأولى على درجه النمو للظاهرة موضوع الدراسة وإنجاهها على مدار فنرة طويلة من الزمن طولها ست سدوات على الأقل، فإذا أحدث وغيرت هذه الظاهرة إنجاهها وهنا يتغير سلوك الظاهرة ومن ثم يستمر السلوك الجديد للظاهرة مدة طويلة أيضاً، كل ذلك إنمكاساً للعوامل الاقتصادية والتقنية والديموجرافية المحيطة بالظاهرة وعادة ما يتم تمثيل الانجاه العام بيانياً بخط مستقيم أو في صورة مدحنى، حيث لا يخرج تمثيل الانجاه العام الساسلة الزمنية في غالب الأحوال عن أحد الأشكال التالية:



ويوجد عديد من الطرق لتقدير الإنجاه العام للظواهر المختلفة، تختلف كل منها عن الأخرى من حيث طبيعتها ومدى دقتها في التقدير ومدى مرونة إستخدامها في التنبؤ (⁽⁰⁾. نتاولها فيما يلي:

 ^(*) إن عدم إستقلالية المشاهدات ستؤدى إلى عدم دقة التقديرات بإستخدام طريقة السريعات الصمغرى، لهذا إذا كانت قيم (ص) غير مستقلة عن بعضها البعض في مثل هذه الحالة فإن إستخدام الاتجاه العام كأسلوب التعدر في المستقبل بجب أن يؤخذ بالعيطة والحذر.

ا - طريقة التمهيد باليد The Free Hand method - ١

وتقوم هذه الطريقة على نمثيل الظاهرة بيانيا في صورة منحنى تاريخي للسلسلة الزمنية – أى البيانات الأصلية – كما جاء في المثال رقم (١) السابق.

ثم نقوم باليد بالحصول على خط مستقيم مناسب أو منحنى مناسب فوق المنحنى التاريخى للظاهرة، مع مراعاة أى تكون الانحرافات الموجبة مساوية أو قريبة للانحرافات السالبة لخط أو منحنى الانجاه العام عن المنحنى التاريخي للظاهرة.

ورغم سهولة ويساطة هذه الطريقة فإن ما يعيبها أنها تعتمد على التقدير الشخصى للباحث فى توفيق خط الانجاه العام، والإجراء الأخير يختلف من باحث لآخر وبالتالى فإن التقدير أو التنبؤ بإستخدام هذه الطريقة سيختلف من باحث لأخر، أى أن هذه الطريقة نكون شخصية وليست موضوعية ، ومن ثم يقتصر تطبيقها على بعض المجالات التجارية حيث بكتفى بالحصول على تقديرات تقريبية نؤدى الغرض منها.

مشال (۲) ه

فيما يلى بيان بمبيعات إحدى الشركات بملايين الجنيهات سنوياً خلال المدة من 1947 - 1993 .

1593	1990	1492	1997	1997	1991	1110	14.1	1444	1444	15,81	استة
11	11	10	11"	14	٧	1	1	A	٢	۲	فبة البيعات

والمطلوب: ١ - توفيق خط الاتجاء العام خلال سنوات السلسلة الزمنية . ٢ - تحديد معادلة الاتجاة العام.

٣ - التنبؤ بقيمة المبيعات لهذه الشركة عام ٢٠٠٠.

الحسل ، نقوم برسم المنحنى التاريخي لقيم المبيعات كما جاء بالصفحة البيانية التالية:

 ١ - تمهد أفضل خط مستقيم وليكن في اعتقادنا الغط ق ل (وهو خط مستقيم).

٢ - لتحديد معادلة الاتجاه العام وهي معادلة من الدرجة الأولى حيث القيمة
 الاتجاهية للظاهرة ش = أس + ب حيث ش القيمة الاتجاهية
 للظاهرة ، أ ميل الخط المستقيم، ب (الجزء المقطوع من محور الصادرات)،

وحيث أبصفة تقريبية = ظل الزاوية أي (ظاك)

1, • £ =

، ب - وق - ٣ (كما جاء بالصفحة التالية)

رعليه فإن : معادلة الخط المستقيم (الانتجاء العام) .

ش = ۱٬۰٤ س + ۳

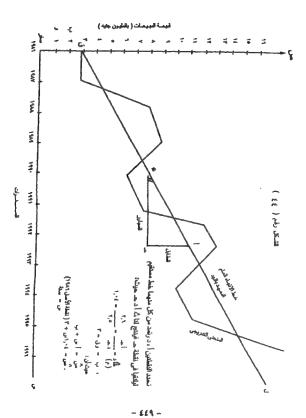
٣ – للتنبؤ بقية المبيعات للشركة عام ٢٠٠٠

نحدد أولا قيمة س = (سنة التنبو – سنة الأساس (١٩٨٦) للسلسلة = (٢٠٠٠ – ١٩٨٦ – ١٤ سنة)

ثم نتنبأ بقية المبيعات من معادلة الانجاء العام

$$\Upsilon + (11) 1, 1 = \overline{\tilde{\omega}}$$

= ۲۰,۵۱ + ۳ = ۲۰,۷۱ ملیون جنیه.



٢ - طريقة اشباه التوسطات: The methed of Semi average

ويطلق البعض على هذه الطريقة بطريقة متوسطى نصفى السلسلة حيث يتم فيها نقسيم بيانات أو فيم السلسلة الزمنية إلى جزئين متساويين، ثم نقوم بإيجاد متوسط كل جرء من الجزئيين السابقين ومن ثم الحصول على نقطتين، ويمكن الاكتفاء بنقطتى المتوسطين السابقين وبايصال خط مستقيم بينهما وهو الذى يحدد خط الانجاء العام – بدلاً من مجموعة نقاط السلسلة الزمنية من حيث القيم والزمن كما جاء في طريقة التمهيد باليد السابقة ومن ثم تحديد القيم الاتجاهية للظاهرة بتحديد معادلة خط الإنجاء العام لها كما دلى:

 ١ - حيث أن الخط المستقيم الذي يمر بالوسطين المذكورين يمثل خط الاتجاء العام.

٢ ـ من الممكن إيجاد معادلة خط مستقيم بمعاوميه نقطتين عايه
 ص = أس +ب

أى أن أ = ______الفرق بين الوسطين الحسابين الفرق بين زمنيهما

٣ - أما قيمة (ب) فتحدد بقية كل من المتوسطين لجزئى السلسلة الزمنية المابقين وهى تختلف باختلاف نقطة الأصل لكل معادلة، وعليه فيكون لدينا معادلتين اتجاهتين سنة الأساس لكل منهما مختلفة عن الأخرى كما يتضح من المثال التالى:

مثال (٣) بفرض أنه في المثال رقم (٢) أخذت بيانات السلملة لعشرة سنوات فقط عن الفترة من ٨٧ - ١٩٩٦ فأحسب معادلتي الانتباه العام ، ثم تنبأ بقيمة المبيعات لهذه الشركة عام ٢٠٠٠ بإستخدام طريقة أشباه المدوسطات.

الحلء

حيث يقع المتوسط الأول (ص،) أمام السنة المتوسطة في النصف الأول المسلمة أي أمام عام 19۸۹، بينما يقع المتوسط الثاني (ص،) أمام السنة المتوسطة في النصف الثاني للسلسلة أي أمام عام 19۹۶.

٣ - وتصبح معادلتي خط الإنجاه العام هما :

$$\begin{pmatrix} 1981 : 100 &$$

٤ - بإستخدام المعادلة الأولى (يمكن التنبؤ بقيمة المبيعات عام ٢٠٠٠) كما يلي:

(ب) بإستخدام المعادلة الثانية (يمكن التنبؤ بقيمة المبيعات عام ٢٠٠٠) كما يلى :

عيوب الطريقة السابقة

- طبق هده الطريقة فقط في حالة السلاس الزمنية دات السنوات الزوجية،
 فإذا كان عدد سنوات السلسلة فرديا ، فنظراً لأنه لا يمكن نفسيمها إلى جرئين متساويين وعلى ذلك فيفضل حذف سنة منها السنة الأولى أو السنة الوسطى ليصبح عدد سنواتها زوجياً (كما جاء في المثال (٣) السابق)
- ٢ تستخدم هذه الطريقة إذا كان الاتجاه العام في صورة خط مستقيم فقط أي أنها لا تطبق إذا كان الإنجاء العام في صورة منحدي .
- ٣ نظراً لأن خط الاتجاء العام يعتمد على الوسط الحسابي في كلا جزئى السلسلة واما كان الأخير يتأثر بالقيم الشاذة أو المتطرفة في أي من جزئى السلسلة، ومن ثم فإن خط الاتجاء العام لا يكون في موضعه الصحيح وبالتالي يكون التنبؤ باستخدام معادلته مشكوك في دقنه.

ورغم كل ما تقدم فإنها من الطرق السهلة والبسيطة والتى لا تحتاج إلى مجهود حسلبي كبير (°).

٣ - طريقة التوسطات التحركة: The moving avesage method

وتقوم هذه الطريقة على إستخدام أكثر من متوسطين حسابين حيث يتم حساب عدد من المتوسطات المتتابعة لمجموعات متداخلة من البيانات أو القيم الأصلية للظاهرة، على أن تتكون كل مجموعة منها من مفردتين أو ثلاثة أو أربعة أو خمسة على حسب الأحوال، وبمعنى آخر فقد يختلف طول دورة فترة المتوسط طبقاً لخبرة الباحث في هذا المجال، ومما لا شك أن الإجراء السابق -

 ^(*) من الممكن إستخدام الرسيط بدلاً من الوسط العصابى فى الحالات التى يغمنل فيها الاحصائيون
 إستخدام الوسيط بدلاً من الوسط الحسابى.

المتوسطات المتحركه - سيعص على القصاء على الديدنات او التعرجات بسبب التغيرات الموسعية والتغيرات عير المنتظمه في المتحنى التاريحي للسلسلة الرمنيه ويذلك تحصل على سلسلة أكثر ملوسة أو تمهيداً من السلسلة الأصليه وسينصح ذلك من الشكل رقم (20)، كما أن قيم هذه المتوسطات المتحركة تمثل قيم إنجاهية تقريبية مخلصة من التأثيرات الموسمية والعرضية فالمتوسطات المتحركة لدورة طولها فترتين زمنيتين سيكون عندها (ن - ١) متوسطاً فيمهاعبارة عن:

والمتوسطات المتحركة ادورة طولها ثلاث فترات زمنية سيكون عددها (ن ~ ٢) متوسط قيمها عبارة عن.

وهكذا ... ، ومطى ذلك أن القيم الإنجاهية ستكون أقل من القيم الأصلية على حسب طول دورة فدرة المتوسط ، فكلما زاد طول هذه الدورة ، فلت عدد القيم الانجاهية عن القيم الأصلية ، وهو ما يعنبر عبياً من عيوب هذه الطريقة .

مثال (٤) حل المثال رقم (٢) السابق بإستخدام أسلوب المنوسطات المنحركات على أساس.

أولاً : طول دورة المتوسط سنتين.

ثانياً: طول دورة المتوسط ثلاثة سنوات.

جــــــاول (۱۹)

	ئتيا			أولأ		
العتوسط المتحرث الدورة طولها ؟ سنوات	المجموع المتحرك الالث سنوات	فيمة المبيعات (مر) بالعلون جنيه	المتوسط المتحرك أدورة طولها منتين		قيمة الميسات (مرر) بالمارون جنيه	السنة
_	_	{T	_	_	[7	1947
£, ₹¥ = ₹÷ ₹£	18	[, ,]	7 = 7÷1	ı	[[[+	15AY
1,14 = 4÷4.	4.	[[,]	0,0 = Y÷ 11	11	1 .	1944
Y, 14 = 1 ÷ 11	W	١, ١	A,0 = Y ÷ 1Y	19	9	1941
Y, 17 = T÷ YY	44	1	¥,0 = ¥÷10	10	1	195+
A,77 = 7+ Yo	40	Y	7,0 = Y ÷ 11°	18	٧	1991
1+,7Y = T÷TY	171	14	1,0 = Y÷11	19	14	1997
11,14 = 1+10	1,5	15	14,0 = 4÷40	Yo		
11,17 = T÷11	TE		11,0 = 7+77	117	14	1997
17,77 = 7÷7 Y	17	1.	1+,0 = Y÷Y1	11	1.	1998
_	_	11	17,0 = Y+1Y	177	§ 11	1990
		13	-	-	(11	1993

ونلاحظ من الجدول السابق أن:

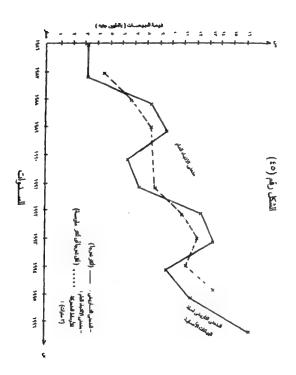
۱ - لايجاد المتوسط المتحرك الأول في ثانياً - $7 + 7 + A - 11 \div 7 = 1$

وهو يقع أمام السنة المتوسطة أي أمام عام ١٩٨٧

7,77 - 7 + 7 - 9 + 8 + 7 - 7 لا يجاد المتوسط المتحرك الثاني في ثانياً -7 + 8 + 7 - 7 + 7 - 7

- وهو يقع أمام السنه المتوسطة أي أمام عام ١٩٨٨ وهكذا ...
- ٣ أن عدد القيم الانجاهية = ١١ ٢ ٩ فقط ، لانه لا نوجد قيمة إنجاهية للسنة الأولى من السلسلة الزمنية (١٩٨٦) كما لا نوجد قيمة إنجاهية للسنة الأخيرة من السلسلة الزمنية (١٩٩٦) .
- ٤ إذا كان طول دورة المتوسط ٥ سنوات مثلاً سنجد أن أول متوسط متحرك سيقع أمام عام ١٩٨٨ وبالتالي لا تكون هناك قيم إنجاهية أمام السنتين الأوليدتين من سنوات السلسلة الزمنية (١٩٨٦ ، ١٩٨٧)، كما أن آخر متوسط متحرك سيقع أمام عام ١٩٩٤ وبالتالي لا تكون هناك قيم إنجاهية أمام السنتين الأخيرتين من سنوات السلسلة الزمنية (١٩٩٥ ، ١٩٩٠).
- و نلاحظ أنه إذا كان طول دورة المتوسط زوجية، فإن القيمة الانجاهية لا تواجه سنة محدد ، ولكن تقع في الفراغ بين سندين متثاليتين أو قيمتين أصليدين، فالمتوسط المنصرك الأول في أولاً يقع بين السنتين المستدين 1947 ولا يقع أمام أحدهما، لذلك في مثل هذه الحالة نلجاً إلى المتوسطات المتحركة المركزية أو ما يطلق عليه المتوسط الممركز (Centered average) في مواجهة إحدى السنوات أو القيم الأصلية وذلك بأخذ الوسط الحسابي لكل وسطين متحركين متتاليين من الأوساط المتحركة الذي تم الحصول عليها من السلملة الزملية في الخطوة السابقة .

فيمه المبيعات (بالمليون جنيه)



فالمتوسط المركزي إذا كانت طول دورة المتوسط المتحرك فترتين عبارة عن

$$\left(\frac{\lambda}{2} \frac{\lambda}{2} + \frac{\lambda}{2} + \frac{\lambda}{2} \frac{\lambda}{2} + \frac{\lambda}{2} \frac{\lambda}{2} + \frac{\lambda}{2}$$

وهكذا، والمتوسط المركزى السابق سيقع أمام سنة أو قيصة أصلية من سنوات أو قيم السلسلة الزمنية .

مثال (٥) لحسب القيم الانجاهية بإستخدام أسلوب الأوساط المتحركة في المثال رقم (٤) السابق إذا كان طول دورة المتوسط المتحرك أربع سنوات.

الحل: جــدول (۲۰)

الأوساط المتحركة المركزية (القيم الانجاهية)	المتوسط المتصرك لأريم سنوات	المجموع المتحرك لأربع سنوات	قيمة المبيطت (ص) بالدليون جنيه	السنة
_		=	["	1943
7,140 = 7,0+0,40	-	44.	[7	1947
Y,0+1,0	0, Y0 = £ ÷ YY	77) A	1984
A,0+Y,0	7,0 = £+ Y7 Y,0 = £+ Y*	4.	1	1989
V A	A,0 = £+T£	TE.	l s	199+
1 - 1,0+4,0	1,0 = £+ TA	154	٧	1993
1+ = 1+,0+1,0	1+,0 = £+£Y	£Y	17	1444
11,0+10,0	11,0 = £÷£7		14	1997
11 - 4	17,0= £÷0.	£1	11	1998
17 = 17,0+11,0	_	٥٠	17	1993
_	_			,,,,,

وعاده ما تستحدم المتوسطات المتحركه لدوره طولها ٧٠ شهراً في السلاسل الرمنية للبيانات التجارية والاقتصادية التي تنشر شهرياً، ذلك لأن مثل هذا المدوسط المتحرك في الأحوال السابقة يكون فعالا في التحلص من التعيرات الموسمية والمركزية بعد ذلك.

ومن أهم عيوب طريقة المتوسطات المتحركة :

- ان عدد القيم الاتجاهية التى يتم الحصول عليها نقل عن عدد القيم الأصلية للسلسلة الزمنية ، حيث ثفقد عدداً من القيمة الاتجاهية في أول وأخر السلسلة ويريد عدد القيم الاتجاهية المفقودة كلما طالت دورة المتوسط المتحرك.
- أن كل متوسط متحرك يمكن أن يتأثر بالقيم المتطرفة في بيانات طول
 دورة المتوسط المتحرك.
- الحصول على القيم الانجاهية دور معادلة الإنجاء النام كما جاء بطريقة أشباه المتوسطات السابقة ، الأمر الذي لا يمكنا من التنبؤ بالقيم الاتجاهية للظاهرة موضوع الدراسة في نقاط رمنية مستقبلية أي لاحقة لسنوات السلسلة الزمنية .
- الاعتماد على الخبرة الشخصية ضرورة التجرية للحصول على أنسب
 طول الدررة للمسط المتحرك والذي يختلف من ظاهرة لأخرى.
 - 4 طريقة المربعات الصغرى: Method of leas squares

وتعدير هده الطريقة ، أكثر موضوعية من الطرق السابقة حيث أنها تتلافئ العبوب التي شابت الطرق الثلاثة السابقة.

ويمقتضى هذه الطريقة يتم الحصول على خط أو منعنى واحد ممهد للانجاه الدام يعدس أفصل حط أو منعنى يمثل القيم الأصلية للظاهرة ويتم الوصول إلى هذا الغط أو المنعنى الممهد بطريقة موضوعية بعيدة كل البعد عن الاجتهادات الشخصية للباحثين كما جاء في الطرق الثلاث السابقة. حيث نعوم هذه الطريقة على فكره نسيطة مؤداها أنه عند نوفيق حط مستقيم أو منحنى، فإن أفضل حط مستقيم أو منحنى بإتباع هذه الطريقة هو الذي يكون مجموع مربعات إنحرافات النقاط على المنحنى الأصلى القيم عن الخط أو المنحنى الممهد الممثل للأنجاه العام اصعر ما يمكن أي عند حدها الأنتىء ونظراً لأن الشكل العام للانتشار أو المنحنى التاريخي للسلملة الزمنية فد يكون شبه مستقيم أو في صورة منحنى لذا فإن خط الانتجاه العام قد يكون مستقيماً أو في صورة منحنى لذا سنفرق عند دراستنا في هذه الطريقة بين الانتجاه العام الخطى والانتجاه العام غير الخطى.

أولاً: الانجاه العام الخطى (*): وتكون معادلته:

وأن خ هو الخطأ العشوائي المعادلة، وتهدف هذه الطريقة إلى الحصول على قيم أ ، ب بحيث يكون

مد خ Y = مـد (ص - أ - ب س Y أقل ما يمكن (إرجع في ذلك إلى ص Y ، Y ، Y ، Y ، Y ، Y ، Y

وينتج لنا ذلك بالمعادلتين القياسيتين التاليتين :

حيث ن عدد الفترات الزمنية .

^(*) ممكن بإستخدام شكل الانتظار التحقق من أن الانجاء النام في صورة مستقيم أو شبه مستقيم أي أن الانجاء العام خطى نفس الشيء يمكن أيضاً بإستخدام طريقة أخرى نعرف بطريقة الفروق في الإذا كان في من – مقدار ثابت يكون مدحنى الانجاء العام خطى، اكن إذا كان القرق اللانبي Δ من – مقدار ثابت يكون مدحنى الانجاء للعام خطى وليس خطياً .

وبحل المعادلتين المابقتين يدويا (أو بإسنخنام برامج الحاسب الآلى) نحصل على قيم أ ، ب التي تجعل محد خ ٢ عند حدها الأدنى ، ويذلك يتحدد الخط المستقيم في (١) الممثل للاتجاه العام على فرض أنه مستقيم ، حيث أن ص بَمثل القيم الاتجاهية للظاهرة ، س الفترة الزمنية ، أ ، ب مقدران ثابتان كما يمكن الوصول إلى أ ، ب كما يلى (راجع حساب معامل الاتحدار بالقصل السابع)

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial x} \times \frac{\partial L}{\partial y} - \frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y} - \frac{\partial L}{\partial y}} - 1$$

مثـال (٦) فيما يلى سلسلة زمنية سنوية لإنتاج إحدى الدول من البنرول الخام خلال العدة من ١٩٨٨ - ١٩٩٤ بالعليون طن.

جــدول (۲۱)

1998	1998	1997	1991	199-	1141	1944	السنة
19	٤٦	££	įo.	٤٣	٤٣	24	الإنتاج بالمليون طن

والمطلوب :

- ١ -- حساب معادلة الاتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى بفرض أنه خط مستقيم بأكثر من طريقة.
 - ٢ التنبؤ بالإنتاج السنوى من البترول الخام لهذه الدولة عام ٢٠٠٠ .

الحل ، الطريقة الأولى : نقطة الأصل هي المنة الأولى بالسلسلة (١٩٨٨) ويمكن أن نعطى للسنوات ١٩٨٨ ، ١٩ ، ٩١ ، ٩٢ ، ٩٣ ، ٩٣ ، ١٩٩٤ الأرقام ١,٠ ، ٢ ، ٢ ، ٢ ، ٥ ، ٢ على الترتيب كما يتضح من الجدول التالى:

(47)

(' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' '								
		السنوات	قيمة الإنتاج					
س	س ص	(س)	بالمليون طن	السنة				
			(س)					
٠	•	4	٤٧	AAPE				
1	27	١	٤٣	1989				
٤	٨٦	۲	٤٣	199+				
٩	140	٣	٤٥	1941				
17	177	٤	11	1997				
40	44.	٥	٤٦	1995				
41	195	٦	19	1995				
91	978	11	414	المجموع				

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial y} - \frac{\partial L}{\partial y} \times \frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} = \frac{1}{1}$$

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} - \frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} \times \frac{1}{1}$$

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} - \frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} = \frac{1}{1}$$

$$\frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} - \frac{\frac{\partial L}{\partial y}}{\frac{\partial L}{\partial y}} = \frac{1}{1}$$

میث ن = ۷ (عدد فردی)

$$\frac{\Delta - \Delta c}{c} = \frac{\Delta c}{c} = -1, \quad c$$

نقطة الأصل عام ۱۹۸۸ وحدة الزمن $\omega = \omega + 1900$ (نقطة الأصل عام ۱۹۸۸ وحدة الزمن ω : سنة)

(ممكن الرصول لنض المعادلة السابقة باسلوب حل المعادلتين القياسيتين). وباستخدام معادلة الاتجاء العام السابق بمكن التنبؤ بقيم ص عند العام ٢٠٠٠ كما يلي :

الطريقة الثانية :

(نقطة الأصل هي السنة المتوسطة بالسلسلة أي عام ١٩٩١) وتعمل الطريقة الثانية على تسهيل العمليات الحسابية كريطلق عليها المختصرة وعلى ذلك سيكون قيم (س) كما يلى :

أى تأخذ السنوات قبل عام ١٩٩١ قيم سالبة ١٠ ، ٢٠ ، ٣٠ على النرتيب وتأخذ السنوات بعد عام ١٩٩١ قيم موجبة ١٠ ، ٢٠ ، ٣٠ على النرتيب كما في المثال رقم (٧) التالى :

جــدول رقم (۲۳)

$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	القيمة النسبية مخاصة من أثر الانجاء المام	القيمة الانجاهية	۲,	ט ייט	יט	(مر) الإتتاج	
Apr	<u>ت برا</u> ۲۱۰۰ ×	عن=س+46,43			(بالسنرات)	بالماوون مان	السبتة
$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	1-1-1 47	£1,0Y= ££,Y+T-	4	177-	۳-	73	1944
$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	3+3	£7,07~ ££,07+7-	£	-FA	4-	27	1941
117 22 Aug	$1 \cdot V_{j} \xi = - \times \frac{\xi V}{\xi 1_{j} \phi V}.$	£1,0Y= ££,0Y+1-	١	£17	1-	24	144+
$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	1-1-1×	منر+۲۰٫۵۷ =£1,0۷	مثر	سقر	مثر	fo	1991
1-7-1x 29 24,04- 21,04-1 4 154 144 144 144 144 144 144 144 144	41.0-1 ··×	£0,0Y= ££,0Y+1	1	ŧŧ	1+	££	1994
1-7-1x 29 24,04- 21,04-1 4 154 144 144 144 144 144 144 144 144	1A,A=1** x = E1,0V	£1,0Y= ££,0Y+Y	£	91	٧+	£1	1998
	1-7-1× £9	17,0Y= 11,0Y+Y	1	754	٣+	19	1992
مچموع ۲۱۷ مستر ۲۲۷ م۲۹ ا			YA	- 907	مقو	717	المبدع

ونظراً لأن (مدس - صغر) فنجد :

وتصبح معادلة الانجاه العام

ص - س + ٤٤,٥٧ (نقطة الأصل عام ١٩٩١، وحدة الزمن س : سنة)

وعليه يكون الإنتاج المتوقع عام ٢٠٠٠

$$££,0Y + (1991 - Y \cdot \cdot \cdot) \times 1 = \hat{\omega}$$

$$= 1 \times P + Y0,33$$

 $= P + Y0,33$

٥٣,٧ مليون طن (وهى نفس النتيجة فى الطريقة الأولى)
 إذا كان عدد سئوات السلسلة (ن) عدداً ازدواجياً :

مثال (۸)،

حسل المثال رقم (١) السابق بفرض أضيف إلى السلسلة إنتاج عام ١٩٩٥ وكان ٥٣ مليون طن.

الحسل : بالطريقة الثانية : جسدول (٢٤) (نقطة الأصل هي متوسط السلسلة منتصف عام 1911 أي يوليو (تموز) 1991 .

س ۲	س میں	ص الزمن بأنصاف السنوات	الزم <i>ن</i> بالسنوات	(ص) الإنتاج بالمليون ص	السحة
£9	795 —	٧~	4. <u>. ,</u> .	£ Y	1944
70	¥10-	0-	A - 1	٤٣	1949
٩	179-	٣-	1 1 -	٤٣	199+
١,	£0-	١-	- x -	10	1991
منقز	منقر	مبقر	منتر		
,	££+	1+	- ' Y +	££	1997
٩	1774+	۳+	1, 1 +	£7.	1995
40	Y£0+	0+	4 1 +	£9	1998
£9	**1+	V +	4 1 +	27	1990
174	74A+ 1AT- 110+	منقز	مقر	1710	المجموع

^(*) نعتبر کل $\frac{1}{\gamma}$ سنة = ۱

وتصبح معادلة الاتجاد العام

ص = ١٩٩٥ ، • ص + ٥٥,٦٧٥ (نقطة الأصل يوليــو (تموز) ١٩٩١ وحدة الزمن س : إلــ سنة)

> وعليه يكون الإنتاج المتوقع في يناير (كانون ثاني) عام ٢٠٠٠ هُن... = ١٥،٦٨٥ × ١٧ + ٤٥,٦٨٥

'= ۲۰,۱۲۰ + ۱۱,۱٤٥ = | ۷۷,۲۷ ملیون طن

ملحوظة (١) :

(أ) وضعا س = صفر أمام منتصف السلسلة الزمنية السابقة أى في المنتصف بين سنتي 1991 .

(ب) ووضعنا س = 1 ، + 1 أمام السنتين 1991 ، 1997 على الترتيب أى جعلنا الغرق بينهما وبين منتصف سنة وبذلك 1991 عبارة عن الوحدة (1) والوحدة هنا تعنى نصف سنة وبذلك تتلافى الكمور لتسهيل العملوات الحسابية، وعليه فقد وضعنا أمام عام 1990 (س = -7) بدلاً عن $-\frac{1}{2}$ سنة ، في عام 1997 (س = -7 أي عن قرق يماوى -7) بدلاً سنة) . . . وهكنا بالنسبة لباقى سنوات المسلسلة السابقة أو اللاحقة لنقطة الأصا،

ملحوظة (٢) : لحساب س - يناير (كانون ثاني) ٢٠٠٠ - يوليو (نمور ١٩٩١)

$$\frac{1}{\gamma}$$
 ۸ (سنة) × ۲ ~ 10 فترة زمنية طول كل منها $\frac{1}{\gamma}$ سنة .

ملحوظة (٣) :

عند الوصول إلى معادلة إنجاهية محددة لابد أن يكتب أمامها كل من: (أ) نقطة أو سنة الأصل لها.

(ب) وحدة الزمن المستخدمة بها حتى يمكننا الحصول على التقدير
 الدقيق القيم الانجاهية المتبأ بها في المستقبل أي بعد سدوات السلسلة الزمنية :

ملحوظة (\$) :

إن أسلوب تمديد الانجاء العام لبيانات شهرية أو ربع سدوية الظاهرة لا يختلف عما إذا كانت البيانات للظاهرة سنوية الا بزيادة الجهد الحسابى والوقت نتيجة زيادة عدد البيانات وتكون المعادلة لوحدة زمن شهرية أو ربع سنوية على حسب الأحوال.

الخطساً المعيساري وليسكن ع (صاس)(٥)

يعدبر الخطأ المعاري أيخدار (حصائي لقياس دقة تمهيداً أي خط مستقيم بإستخدام (طريقة المربعات الصفري أو شبيه المتوسطات أو طريقة الرسم المربعات العصاري أو شبيه المتوسطات أو طريقة الرسم

^(*) انظر القطأ المعارى المحلة الانحدار بالمبحث الأول القصل السابق ص ٢٨٧.

ثانيا · الاتجاه العام غير الحطى Non linear trend

في بعض الأحيان نجد أن الظاهرة موضوع الدراسة عند تمثيلها في شكل الانتشار أو بإستخدام طريقة الغروق ، نجد أن منحنى الانجاه العام غير خطى (°)، فمثلاً قد يتبين لنا أن منحنى الانجاه العام منحنى من الدرجة الثانية، وتكون معادلته على الصورة.

$$a_0 = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} + \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} + \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2} = \frac{1}{2} \sqrt{1 + 2} \sqrt{1 + 2}$$

حيث خ تشير إلى الخطأ العشوائى للمعادلة وحتى نحصل على أفضل منحنى ممهد بإستخدام طريقة المربعات المسغرى وبجب أن يكون محد 5^{7} أقل ما يمكن (كما سبق أن أوضحنا عدد دراسة الانجاء العام الخطى) ويتم الوصول إلى ثوابت المعادلة (7) السابقة أ ، ب ، حد التى تحقق الهدف السابق بحل المعادلات القياسية التالية:

- (1) $+ \psi \rightarrow \psi + ^{\forall} \psi \rightarrow 0$
- (Y) $m = -\frac{1}{2} m + \frac{1}{2} m + \frac$
- مح س ص = أمد س 1 + ب مد س 2 + جـ مد س 7 (7)

 (وأيضاً لتبسيط العمليات الحسابية يفضل أن يتم إختيار نقطة الأصل بحدث تعمل مد س 7 = صغر والذالي مد س 7 = صغر 8)

الأمد الذي يجعل المعادلات الثلاثة القياسية السابقة تصبح كما يلي:

- مد ص = أمد س + ن هـ مد ص = أمد س + ن هـ
- مدس من = ب مدس ^۲ ۱۰ ۱۲ ... ۲

^(**) فقد يكون في شكل منطى أسى ، أو منحنى نصو (جوبير بزر ، اللوجستي).

ويحل المعادلتين الأولى والثالثة نوجد قيم أ ، حـ ويذلك نتمكن من الحصول على قيم الثوابت أ ، ب ، حـ المعلوبة .

وسيتضح ما تقدم عند حل المثال التالي

مثال (٩):

الجدول التالى عبارة عن ساسلة زمنية لإنتاج إحدى الشركات بالمليون وحدة سلعية متشابه خلال المدة من عام ١٩٨٧ – ١٩٩٧

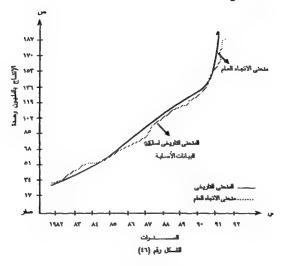
جـدول (٢٥)

1111	1991	1990	1949	1844	1944	1947	1940	1948	1447	1948	المنة
171,1	171,7	144,4	1-0,4	94	и	17,1	۲,۰۵	17,4	m,£	117,1	الإنتاج بالنايين رحدة

والمطلوب:

- (أ) تحديد منحنى الانجاه العام للإنتاج بيانياً .
- (ب) تحديد معادلة الإنجاه العام بطريقة المريعات الصغرى .





ويمكن تحديد معادلة منحى الانجاه العام بالطريقة المختصرة كما يلى:

جــدول (٢٦)

<i>w</i> " <i>w</i>	س من	f _U	سًا	۳۰۰	(س) بالسنوات	الإنتاج (ص) بالمثيون	السقة
۸۳۰	177-	740	140-	Ф	0-	177,1	1944
0.4,5	140,4-	707	75-	17	1-	41,5	1945
T0A, Y	111,5-	A	77-	١ ،	٣-	79,A	1986
۲۰۰,۸	۱۰۰,٤-	17	٨-	٤	٧-	01,1	1940
17,1	17,9-	١,	1-	١	1-	17,1	1943
مبقر	مقز	منثر	منز	صقر	مقر	٧٦,	1444
97	97	١,	١	,	1+	44,-	1944
£77,A	411,5	17	17	٤	٧+	1-0,4	1949
11.5,7	T'W, E	A١	٧٧	4	۲+	177,7	1990
11-4,1	A,570	YOZ	11.5	17	£+	181,0	1991
£YYY,0	A00,0	770	140	Yo	0+	171,1	1997
1-10,4	1747,4	1904	مقر	110	مار	417,7	الميموع

وبالتعويض في المعادلات الثلاث السابقة نجد أن

- (T) 1104 = 1.50,A - LYY -

ومتهاة

وبالتعويض بقيمة (أ) في المعادلة (١) :

وتصديح منعاطلة الاتجاه العام ص ~ ١,٥ س ٢ + ١٢,٦١٦ س + ١٨,٣٤ (نقطة الأصل : ١٩٨٧ وحدة الزمن (س) : سنة) .

إستبعاد أثر الإنتجاء العام،

وهذا يعنى حصولنا على قيمه للظاهرة متأثرة بالتغيرات الأخرى وهي --أثر التغيرات الموسمية ، وأثر التغيرات الدورية ، وأثر التغيرات المشوائية - دون أثر الانجاء العام، فعلى فرض أن اللموذج المستخدم هو نموذج حاصل الممنرب أي أن:

فإنه للحصول على تن أى (ش) فقد ثم ذلك بطرق عديدة سبق الاشارة إليها سابقاً وكانت طريقة العربمات المسفري أفضلها حيث .

ص = أس + ب .. في حال الانجاء العام الخطى ،

ص = أ س " + ب س + هـ في حالة الانجاء العام غير الخطى فلا عند فكي دالته التالية التي تحقق ذلك :

قيمة الظاهرة بعد تخلصها من أثر الاتجاه العام (تن):

ويتطبيق ذلك على بيانات المثال رقم (١٦) السابق – أنظر الجدول رقم (١٦) حيث بلغت القيم الاتجاهية :

$$\Delta U_{AA} = V_0, 13$$
 $\Delta U_{PP} = V_0, 73$
 $\Delta U_{PP} = V_0, 73$

بينما بلغت نسب الإنتاج مخلصة من أثر الانجاء المام

21. 7. 294, 4. 297, 0. 21. 1. 21. 7, 2. 21. 1. 21. 1

ويمكن تمثيل ما سبق في الجدول التالي : جــدول (۲۷)

النبة النبية من من من ع	(30×30×36)	النيسة الانجلمية الإنتاج (ت ن) أو (صُ)	القيسة الأصلية الإنشاج (مس) (تريم عدي عج)	اسدة
1+1 1+1 1+1,E 1+1	1,+1 1,+1 1,+18 1,+1	Y0,/12 Y0,/13 Y0,/3	73 73 73	1944 1949 1991
13,0 1,66 1+T	°,970 °,98A °,98A	76,22 70,04 70,F3 70,F3	\$0 £\$ £7 £9	1997 1997 1997 1998

ومن الجدول السابق نستنتج ما يلي :

١ – عندما تم قسمة الإنتاج الأصلى على الإنتاج المتوقع (القيمة الانجاهية) ونشأ لدينا قيم الإنتاج بعد إستبعاد الانجاء العاكرأى فيمة الظاهرة متأثرة بالتغيرات الموسمية والدورية والعرضية فقط ويمكن التعبير عنها في شكل نسب مدوية.

فغى مشائدا تعنى هذه النسب أن الإنتاج الأصلى فى أعوام ١٩٨٨ ، ١٩٩٥ ، ١٩٩١ ، ١٩٩٤ كان أعلى من القيم الإنجاهية بنسب ١٪ ، ١ ٪ ، ٤٪ ٪ ، ١٪ ، ٣٪ على الترتيب وهى نسب الموسم والدورية والمرضية ، فى حين أنه فى علمى ١٩٩٧ ، ١٩٩٣ كان الإنتاج الأصلى أقل بنسب ٣٠٠٪ ، ١٪ ٪ بسبب التأثيرات الموسمية والدورية والسرضية مجتمعة .

٢ – يجب أن ندوه هذا أنه إذا كانت النمية في المعود الأخير على ١٠٠٠

في الجدول السابق (٢٠٠ ٪) لكان معنى ذلك أن الإنتاج الأصلى – أى قيمة الظاهرة الأصلية – في هذه السنة أو الفترة – لم تكن متأثرة أو خاصعة للتأثيرات الموسمية والدورية والعرضية مجتمعة أو منفردة .

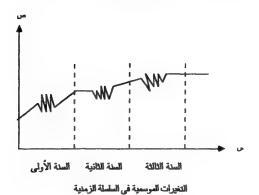
(ب) التغيرات الموسمية (من Seasonal Variations ،

١ - مقدمسة وتعاريف :

يعرف الموسم بأنه فترة زمنية أقل من سنة (نصف سنة ، ربع سنة / شهر ، أسبوع ، يرم ، ساعة ..) .

أما التغيرات الموسمية فيقصد بها التغيرات المنظمة التى تؤثر على الظاهرة موضوع الدراسة خلال فعرات زمنية قصيرة الأجل – أى التغيرات قصيرة الأجل – سواء صعوداً أو هبوطاً ، وقد يعود السبب فى هذه التغيرات

الموسمية إلى العادات الإجتماعية مثل زيادة مبيعات محلات الملابس قبل الأعياء مباشرة ، زيادة مشتريات الكراسات المدرسية قبل وفي بدلية دخول المدارس ، أو زيادة عمليات المصب النقود من البنوك أول كل شهر ، أو بسبب الاجازات كما يزداد بيع تذاكر مشاهدة الأفلام السينمائية والمسرحيات أيام البمها الإجازات كما يزداد بيع تذاكر مشاهدة الأفلام السينمائية والمسرحيات أيام الممعينات الملابس المسيفية أو الشنوية بإختلاف فصول السنة ، أيضاً بسبب الأمطار فقد تزداد مبيعات الملابس المسئلات الواقية من المعلم في فسل الشناء ، أو تزداد مبيعات المدس البحر في فسل السنف في فصل الشناء ، والمسابح والظهيرة المسيف .. كما تزداد حركة المواصلات الداخلية في فترتي الصباح والظهيرة من كل يوم بإحدى المدن > وجدير بالذكر أن التغيرات الموسمية ليست بالمسرورة أن يكون إنتظامها كاملاً ويتضح ملامع هذه التغيرات من الشكل النالي:



~ £YY -

ونظهر أهمية دراسات التغيرات الموسمية هي الوصول إلى معودج يعيس لنا هذه التغيرات كأى قياس التغير الموسمي ، واجراء المقارنات بين تغيرات كل موسم من مواسم السنة ، ومعرفة إلى أى مدى تؤثر هذه التغيرات في قيم الظاهرة، وأخيراً مدى إمكانية إستبماد أثر التغيرات الموسمية لو إردنا.

ولا شك أن الوصول إلى ما سبق سيساعد الإدارات العليا والتنفيذية فى المؤسسات المختلفة - تجارية أو خدمية - فى التخطيط لسنة أو سنتين قادمين بما يساعد على وضع سياسات ناجحة فى مجالات المبيعات والمشتريات والمخزون ار تحديد الأوقات المناسبة للدعاية الإعلانية عن سلمة معينة، أو التخطيط فى مجالات التمويل والإستثمار وإحتياجات القوى العاملة التر.

٢ - طرق حساب الحركة الموسمية (الدليل الموسمي) :

أولاً : هناك أكثر من طريقة لحساب الحركة الموسمية – أي التأثيرات الموسمية من أهمها:

- طريقة النسب الموسمية (أو الدليل الموسمى) ولها أكثر من صورة منها .

النسب الموسمية التي تستخدم المتوسطات العادية كالوسط الحسابي
 لكافة قيم الظاهرة أو الوسط الحسابي لكافة القيم بعد حذف أصغر
 وأكبر قيمة أو الوسيط لمجموعة القيم

٢ – النسب الموسمية بإستخدام الأوساط المتحركة .

وهوما سنتناوله لبعضها في الأجزاء التالية ، لكن يجب أن نطم أنه لكي يتم تقدير أثر الموسم لظاهرة ما يجب أن نؤكد على النقاط التالية :

- (أ) تحديد الاتجاه العام القيمة الاتجاهة الساسلة الزمنية بطريقة المربعات الصغرى أو المتوسطات المتحركة .
- (ب) من الصروري إستبعاد أثر الاتجاه العام من السلسلة الأصلية قبل تقدير

- الحركة الموسمية ، ويتم ذلك بقسمة القيمة الأصابة على القيم الاتجاهية والصرب في ١٠٠ . فنحصل على نسب القيم الأصلية إلى القيم الاتحاهية.
- (ح) كما يتحتم إيضاً إستبعاد أثر التغيرات العشوائية خلال السنة قبل تقدير الحركة الموسعية ، ويتم ذلك بإستخدام أسلوب المتوسطات على مرحاتين . أولهما عندما ذأخذ متوسط المواسم ، وثانيهما عند حساب المتوسط العام لمتوسطات المواسم ذلك لأن حساب المتوسط لأى مجموعة ما هو الا تمهيد لما قد تكون عليه مفردات هذه المجموعة من تنبنبات خلال الفصل أو فصول السنة .
- (د) إن الحركة الموسمية يمكن أن تتغير بتغير الزمن، لذا يجب أن تتحدد الفترة الزمنية التي يتم لها تقدير الحركة الموسمية.
- (هـ) إذا علمنا قيمة المتوسط لكل موسم من مواسم السنة الأربعة مثلاً لظاهرة ما ع فنستطيع تعديل هذه القيم بالدخال الأثر السوسمى عليها إذا كانت النسبة الموسمية (الدليل الموسمى) فوق المائة أو باستبعاده منها إذا كانت النسبة الموسمية تحت المائة ، وبذلك تتمكن من الثابؤ بما سوف تكون عليه قيمة الظاهرة في كل موسم من المواسم في المستقبل .
 - (و) فى حالة مطرمية القيمة الانجاهية لظاهرة ما عن السنة كلها فيمكنا تقدير القيمة المتوقعة لهذه الظاهرة لكل موسم من مواسم السنة الأربعة بحساب المتوسطات - أى بقسمة القيمة السنوية على أربعة -- ثم ندخل على كل متوسط منها أثر الموسم عليه كما جاء في البند (هـ).
 - (ز) يجب أن تكون الظروف المحيطة بمدة السلسلة الزمنية للظاهرة التى نقيس لها التغيرات الموسمية ظروف ثابتة تقريباً بمحنى أهمية إستبعاد فترات الحروب والإططرابات وأية تغيرات فجائية في السياسات الإقتصائية والتجارية لإمكانية الاستفادة من قياس هذه التغيرات في التخطيط للمشروع في الأجل القصير.

ثانياً : الحركة الموسمية بإستخدام الوسط الحسابي:

بغرض أن لدينا القيم التالية والتي تم تخليصها من أثر الاتجاه العام.

المنة (٥)	السنة (٤)	السنة (٢)	السنة (٢)	السنة (١)	الموسم
سره	٤١٠٠	F100	YIU	110	موسم الشتاء (١)
سهه	و ۲	MACON	4400	1400	موسم الربيع (٢)
سهه	270	MO.	***	1400	مرسم الصيف (٣)
الناءه	٠,	750	7500	1504	موسم الخريف (٤)

رعلية فإن :

١ - متوسط الموسم الأول للسنوات الخمس بالسلسلة ولنرمز له بالرمز :

٢ - متومط الموسم للفصل الثاني للسنوات الحمس بالسلسلة :

٣ - متوسط الموسم للفصل الثالث للسنوات الحمس بالسلسلة :

عتوسط الموسم للقصل الرابع للسنوات الحمس بالسلسلة:

٥ - المتوسط العام للمواسم الأربعة ولترمز له بالرمز:

رعليه فإن : نسبة أى موسم (دليل أى موسم) = محوسط العام العواسم × ١٠٠٠

* نسبة الموسم الأول (دليل الموسم الأول) =
$$\frac{\sqrt{-1}}{\sqrt{100}} \times 100$$

مثال (۱۰):

القيم التالية تبين كمية المبيعات الربع مدوية (بالألف وحدة) لإحدى الشركات عن المدة ١٩٩٥ – ١٩٩٩ (مخلصة من أثر الانتباه العام).

جسدول (۲۸)

1999	1994	1997	1997	1990	السنة الموسم
٧.	14	19	٧٠	19	الشتاء (١)
71	40	41	78	40	الربيع (٢)
**	77	77	77	44	الميف (٣)
44	70	71	70	77	الخريف (٤)

والمطلوب ،

١ - حساب الحركة الموسمية (الدليل الموسمى) للمبيعات الفصالية .

 ٢ – تخليص الظاهرة (المبيعات) من أثر الموسم في الفصول الأربعة من المئة الأولى (1990).

الحيلء

١ - حساب الدليل الموسمى للمبيعات الفصلية

الدماب	خلوات				نات	البيا		
نسبة الفسل ^(ه) (دايل الدوسم)	متوسط القصل أو العوسم (ت	البجرع	1999	1494	1999	1991	1990	السنة الفصل
79,5 x = 14,7	17,7 = 0 ÷ 17	43	Ψe	14	14	4.	19	(1)
A, \$! x! = YP X	¥£,A = 0 ÷ 1¥£	148	72	Yo	n	7£	Yo	(1)
Z 17Y = 1 · · × TY, Y	77,7 = 0 ÷ 171	111	77	π	n	π	77	(٢)
Z1 1 × To, £	70,£ =0÷17V	177	79	₹0	Y£	70	η	(٤)
الببرع ٢٤٠٠								
(on)//1 Ze	10,8=8÷1•11=0	مترسط العام و						

^(*) يطلق عليه البعض الرقم القياسي التغييرات الموسمية .

^(**) لاحظ أن مجموع الدسب الموسعية الأربعة - ٠٠ وهذا منطقياً حيث أن الدؤثرات الموسعية لابد أن تملئل بحسنها خلال فترة عام وهذا يعنى أيضنا أنه إذا كانت مبيطت المواسم كلها متساوية فإن التغيرات الموسعية تكون محدومة (لا تأثير لها).

تفسر النتائج السابقة كما يلي :

- أن متوسط العبيعات خلال فصل الشتاء (١) ، (١٩,٢) ألف وحدة تكون
 ٢٧٪ من المتوسط العام المبيعات خلال الفصل الواحد بأعوام السلسلة
 ٢٥,٤) ألف وحدة) وهذا يعنى أن متوسط العبيعات فى هذا الفصل يقل عن المتوسط العام بنسبة ٢٤٪.
- ٧ أن متوسط العبيعات خلال فصل الربيع (٢)، (٢٤,٨ أأف وحدة تكون ٩٧. من العدوسط العام العبيعات خلال الفصل الواحد بأعوام السلسلة (٢٠,٤ ألف وحدة) وهذا يعنى أن متوسط العبيعات في هذا الفصل تقل عن المتوسط العام العبيعات بنسبة ٣٣. فقط.
- ٣ أن متوسط المبيعات خلال فصل الصيف (٣) ، (٣, ١/١ أف وحدة) تكون ١٩٧٧ ٪ من العنوسط العام المبيعات خلال الفصل الواحد بالعام من سنوات السلسلة (٢٥,٤ ألف وحدة)؛ وهذا يحلى أن متوسط المبيعات في هذا الفصل تزيد عن المتوسط العام المبيعات بنسبة ٧٧٪.
- ٤ أن مترسط الهبيعات خلال فصل الخريف (٤) ، (٢٥,٤ ألف وحدة) وتكون ١٥,٤ من الهترسط العام المبيعات خلال الفصل الواحد بأعوام السلطة وتلاحظ أن مبيعات هذا الفصل تساوى المترسط العام المبيعات أي ليس هذاك تأثير موسمى على المبيعات في هذا الفصل .

كما يتبين لنا أيصاً أن المبيعات تبلغ حدها الأقصى فى الفصل الثالث وحدها الأدنى فى الفصل الأول .

ثالثاً ، تخليص الظاهرة (البيعات) من الأثر الموسمى ،

من الممكن تخليص الظاهرة من أثر التغيرات الموسمية بنفس طريقة تخليص الظاهرة من أثر الاتجاه العام كما يلي :

قيمة الظاهرة بعد تخليصها من أثر التغيرات الموسمية (م) أى من أثر أموسم:

قيمة الظاهرة الأصلية للموسم بعد تخليصها من أثر الانجاء العام اللصبة الموسمية (الدليل الموسمي) بهذا الموسم

وعليه فإنه : لتخليص المبيعات من تأثير الفصول المختلفة لعام ١٩٩٥ فى هذا المذاك^انى قيمة المبيعات اللاموسمية (دون التأثير الموسمى) فى فصل الشتاء (١) عام ١٩٩٥ .

قيمة المبيعات اللاموسمية في فصل الربيع (٢) عام ١٩٩٥.

قيمة المبيعات اللاموسمية في فصل الصيف (٣) عام ١٩٩٥

قيمة المبيعات اللاموسمية في فصل الخريف (٤) عام ١٩٩٥

وبذلك يتبين لنا أن المبيعات اللاموسمية - دون تأثّر الموسم - تبلغ حدها الاقصى في الغصل الرابع من السنة وحدها الأدني في الغصل الأول من السنة . **رابعاً ، استخدام الدليل الموسمي في التنبية** :

كما أمكن إستخدام الانجاه العام في التنبؤ بالقيم الانجاهية في العدى الطويل ، يمكن إستخدام النخبرات الموسمية في العدي القصير – فترات أقل من سنة – أي في التنبؤ بمقدار التغيرات الموسمية في سنوات مقبلة والتخطيط لذلك، فإذا أمكنا التنبؤ بالقيمة الانجاهية السلسلة الزمنية (بإستخدام طريقة المربعات الصغرى مثلاً) لسنة محددة في المستقبل ولتكن في مثالنا السابق (رقم ١٠) بمبيعات علم ٢٠٠٠ والتي بلغت ١١٠ ألف وحده – فإنه يمكنا التنبؤ بقية المبيعات تكل فصل من فصول نفس السنة على حدة كما يلى : تقديرات الفصل (الموسم) ع

تقدير المبيعات في الفصل (١) عام ٢٠٠٠ = ١١٠ ×
$$\frac{77}{100}$$
 = ٢٠٠٠ ألف وحدة

تقدير المبيعات في الفصل (٤) عام ٢٠٠٠
$$\times \frac{1 \cdot 0}{0.00} = 0.77$$
 ألف وحدة

الحركة الوسمية بإستخدام الوسيط (رٍ):

يمكن إستخدام الوسيط فى حساب النسب الموسمية (الدليل الموسمى) خاصة فى حالات القيم الشاذة أو المتطرفة لأن إستخدام الوسط الحسابى فى الحالة السابقة يعتبر مقواساً غير دفيق، كما يلى :

١ - يتم الحصول على الوسيط لكل فصل بعد ترتيب القيم الفصلية للظاهرة فى الفصل الواحد خلال سنوات السلسلة ترتيباً تصاعدياً أو ترتيبياً تنازلياً ، وبالطبع القيمة الوسيطية ستكون هى القيمة الوسطى بعد الترتيب المشار إليه عالية .

٢ - يتم الحصول على الوسط العام لجميع القيم الوسيطية للفصول المختلفة :

أى الوسط العام - مجموع القيم الوسيطية للفصول عدد الفصول

٣ - النسبة الموسمية (الدليل الموسمى) - الوسط العام المدار الدليل الموسمى) - الوسط العام

مشال(۱۱)،

إحسب الحركة الموسمية في المثال رقم (١٠) السابق بإستخدام أسلوب الرسيط.

الحيلء

الجدول الدالى يمرض الكميات المباعة خلال القصول الأربعة منوات السلسلة الزمنية مرتبة تصاعدياً ، كما يبين الجدول أيضاً وسيط الموسم، والنسب الموسمية (أو الدليل الموسمي) .

جسدول (۲۰)

النعب الموسمية (الدليل الموسمى)	وسيط الكميات الباعة (ر _y)	الكميات الفساية الباعة مرتبعة تصاعبياً	البيان الفصل
ZY0,T = 1 - x 19	19	Y+ , Y+ , (19) , 19 , 1A	فصل الثناء (١)
799 = 1 · · × 19	70	\$7 , \$0 , (°°) , \$5 , \$5	شمل الربيع (٢)
$X1Y1,Y=1\cdots \times \frac{TY}{Yo,Yo}$	77	יווי (נון) יווי ווו	أصل الميث (٣)
X44 = 100 × Y0, Y0	70	۲۷، ۲۲، (۲۰)، ۲۰، ۱٤	فسل الخريف (٤)
71			
	1-1		
Z1	Yo, Yo = 1 · 1	الوسط العام	المجموع

وينفس الطريقة السابقة يمكن (بإستخدام الدليل الموسمى الجديد) والذى أختلف إلى حد ما - عن الأدلة الموسمية بإستخدام الوسط الحسابي - السابقة .

١ - التخلص من التأثير الموسمى .

٢ - التنبؤ بقيم المبيعات خلال الفصول المختلفة عام ٢٠٠٠.

إستبعاد أثر الاتجاه العام والموسم معا (باستخدام نموذج حاصل الضرب). حيث سيق أن أوضحنا أن :

وعليه فإنه بالفخلص من تأثيرات الاتجاه العام وتأثيرات الموسم على السلسلة الزمنية فإننا نصل إلى تأثير التغيرات الدورية والعرضية.

أ*ى* أن :

النغيرات الدورية والعرضية .

(حـ) التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية (عن التغيرات العرضية (عن التغيرات التغ

أن التغيرات المشوائية أو العرضية ، هى التغيرات التى تقع نتيجة أسباب طارئة ولا تحدث مفعولها طبقاً لقاعدة ثابته أو تأثير ثابت على قيم السلسلة الزيدة ، فقد يكون التأثير تارة بالزيادة . وتارة باللقس على فعرات قصيرة ، كما أن فجائية عوامل حدوثها تجعل من الصعوبة بمكان التنبؤ بها أى تقديرها من حيث حجمها واتجاهها ، ومن أهم عوامل حدوثها الحروب والاضطرابات والزلازل والاعاصير والأويئة والتى تؤثر على المستوى الاقتصادى للبلاد مثلاً ، وللأسباب السابقة فإنه باستخدام أسلوب المتوسطات المتحركة فإننا نتخلص من مثل هذه التغيرات العرضية إن وجدت، وبالتالى فإن قيمة المتوسطات المتحركة الانته تعبير مقبرل للتغيرات الدورية في السلاس الزمنية السنوية .

(د) الشخيرات النوريسة (^{ه)} (د_د) :

وهو مؤثرات صاعدة أو هابطة عن قيم الانجاه العام المسلملة الزمنية خلال فترات زمنية طويلة يطلق عليها دورة يتراوح طولها ما بين ٣ - ١٥ سنة ، وهي تشبه التغيرات الموسمية من حيث تكرارها لكن بطريقة غير منتظمة في كثير من الأحيان وذلك لاختلاف طول الدورة وحدتها ، ومن أهم أسباب هذه النغيرات كل من العلاقات الدولية والسياسات الحكومية ، وكذا التغير في عرض السلع والخدمات والطف عليها ٥٠٠ الغ ، ومن أهم أمكاتها دورات الأعمال في

^(*) تعرف أيضاً بالنسب الدورية نظراً لأنه يتم التعبير عنها كلسب من القيم الانجاهية.

النظام الرأسمالى حيث يقع تأثير هذه التغيرات فى كل من فترات الرواج والكساد الاقتصادى، ولذا تحدد دورة التغيرات الدورية بالفترة بين فاعى موجنين متتاليين أو قيمتين متتاليين من موجات دورات الكساد أو الرواج الاقتصادى، وتظهر أهمية دراسة التغيرات الدورية بالسلاسل الزمنية فى قياس أثر التغيرات الدورية ، والتنبؤ بوقوع مثل هذه التغيرات تمهيداً لعمل خطة لمواجهة التأثيرات الخطرة مدها وبجانب التفكير فى وضع حلول للمشاكل التى تنجم عدها عند حدوثها .

ويمعنى آخر أنها تحدر أداة نافعة فى رسم سياسات مستقباية تعمل على ثبات مسترى للحالة الاقتصادية محلياً ودولياً .

وأخيراً يجب أن ننوه هذا أنه عند تحليل السلاسل الزمنية لتقدير التغيرات الدورية يجب أن تغرق بين ما إذا كانت :

١ - بيانات الساسلة الزمنية موضوع الدراسة سنوية،

٢ - أو بيانات السلسلة الزمنية موضوع الدراسة ، شهرية أو فصلية .

فعى الحالة الأولى (السلسلة السنوية) فإن السلسلة الزمنية للظلهرة تكون تحت تأثير كل من ، تغيرات الاتجاء العام (تن) ، والتغيرات الدورية (دن) ، وعليه فإنه بأخذ المتوسطات المتحركة للقيم الأصلية وقسمتها على القوم الاتجاهية المناظرة تكون قد تخلصنا من التأثيرات لملاتجاء العام والتأثيرات العرضية ، ويكون النائج التأثيرات الدورية فقط .

أما فى الحالة الثانية (السلسلة فصلية أو شهرية) فإن هذه السلسلة الزمدية للظاهرة تكون تحت تأثير كل من التغيرات الأربعة ، الاتجاه العام (تن) ، والتغيرات الدورية (دن) ، ومن ثم يتطلب الأمر للوصول إلى التغيرات الدورية ، التخلص من كل من
تأثيرات الانجاه العام (ت) ، ثم التأثيرات الموسمية (م) وأخيراً التأثيرات
العرضية (ع) وذلك. بأخذ المتوسط المتحرك لكل من (ع، من) وبالتالى
تصل إلى التغيرات الدورية مؤلتخلص من التأثير الموسمي في المثال رقم (١٠)
السابق - أى للوصول إلى قيم التغيرات العشوائية والدورية من الجدول التالى
وفقاً لما جاء بالحل السابق للسلسلة الزمنية .

جدول رقم (۳۱) (بالألف وحدة)

النسب الموسعية (الدليل الموسمى)	1999	1994	1997	1997	1990	السنة
žYl	73,713	38577	Yo,	11,511	Yo,	(1)
299	45,451	Y0,YT	17,4-1	15,751	10,111	(٢)
ZHYV	10,199	Yo,9A1	45,5.9	Y0,9A£	70,197	(٣)
71	17,	Y0,—	75,	Yo,	17,	(£)

وللتخلص من الدفيرات العشوائية (ع_ن) الومسول إلى قيم الدفيرات الدورية (د _ن) نقوم بالاجراء التالى ^(ه).

جــدول (۲۲)

القيم الدوريــة (د _ن)	الاوساط المتحركة الدورة طولها ٣ عمبول	السيموع المتحرك الدورة طونها ١ فصول	القيم اللاموسمية (عن ×دن) (ص)	(و×عن×عه)	السبنة بالقصسول
(1)	(0)	(£)	(٣)	490	(1)
				(7)	1440
	_	_	Yo,	19	(1)
	70,777	V0,5V-	Yo,VVT	70	(")
	70,707	V1,4V-	T#,19Y	77	(7)
_	ATA, OF	VV,01T	۳۱,	41	(£)
₹			ļ	ļ	1447
وهي ايدونه	T0,3A3	VV,-0A	71,711	7-	(1)
1	10,091	V3,VVY	45,454	46	(4)
	727,07	V0,VT1	3AF, OF	77	m
4	AFF, OF	VO, TAE	Y0,	To	(1)
7		1	1	į	1997
Maran Jan	10,3-1	₹7, A•€	Ye,	19	(1)
j	Y=,1-1	V1,Y1F	3*4,47	77	(7)
3	10,-11	V0,Y17	76,6-9	71	m
7	76,+71	VY,-17	¥1,	71	(4)
ļ	1	l	ì	1	1994
	71,147	VY,10V	VT,3A6	14	(1)
Ĵ	Y0,15Y	V0,1E1	70,777	40	(7)
(ە)	FAC, OF	V1,V0V	Y0,4AE	117	m
•	Ye,V1V	VV,T	¥1,—	10	(4)
		}	l	1	1999
	70,707	V3,+0A	41,513	7.	(1)
	40,£1A	43,700	YE,VEY	71	m
	40,353	Y1,179	40,144	777	6
	-	_	17,	77	(£)

^(*) القيم الفصلية الأصلية كانت مخاصة من الانجاء العام. (**) من الجدول رقم (٢٩) السابق.

ويمقارنة العمود رقم (7) [3 $_{0}$ $^{\times}$ $_{0}$] بالعمود (9) [1 $_{0}$] في كافة الفصول نجد أنه محدود جداً 1 1 1 أن الدأثيرات العرضية هنا محدودة جداً بالقياس بالقيمة الأصلية مخلصة من القيم الاتجاهية بالعمود رقم (7) أي بالتأثيرات الموسمية 1

تمارين (٩)

 ١ - فيما يلى عدد المواليد السنوية ، والوفيات السنوية فى ج. م. ع خلال المدة من ١٩٩٠ - ١٩٩٤ .

(بالالف نسمة)

- 1			7)												
1998	1997	1999	1991	199+	1241	AAPr	YAY	FAPE	1940	1946	1945	74.81	1941	1940	المان المبان
1381	174.	1741	1111	1919	1464	1977	1117	APP	1977	1410	1746	1217	17-1	144.	المواسيد
tyv	£-¥	27.	798	790	£1¥	279	EVA	έολ	fet	££¥	£{8	ítí	ÉTÉ	177	الوفيات

والمطلوب ه

- ١ تعذيل كل من السلسلاين بيانياً للوصول إلى المنحنى التاريخي لهما -
 - ٢ قياس الاتجاه العام للمواليد بإستخدام طريقة أشباة المتوسطات .
- ٣ قياس معادلة الانجاه العام الوفيات بإستخدام طريقة المربعات الصغرى .
 - أولاً : باعتبار سنة الأساس عام (١٩٨٠).
 - ثانياً: بإعتبار سنة الأساس منتصف السلسلة الزمنية .
 - ٤ تخليص الوفيات من الانجاه العام عن الأعوام ٨٢ ، ٨٨ ، ٩٤ .
 - ٥ ترقع الوفيات عن عامي ١٩٩٧ ، ٢٠٠٠ .
- ٢ فيما يلى الإنتاج الزراعى المحصولين أ ، ب بإحدى الدول خلال المدة من
 ١٩٨٩ ١٩٩٤ .

1998	1997	1997	1991	199.	1949	السنة
11-	٧١	٥٨	٤١	۸۹	1£A	الموالسيد (أ)
٧٠	^^	77	٧٦	٧٢	Ao	الوفعيات (ب)

اللطلوب،

- ١ قياس معادلة الاتجاه العام لكلا المحصولين بطريقتين مختلفتين .
 - ٢ تمثيل القيم الأصلية والقيم الاتجاهية (أ، ب) بيانياً.
- الجدول التالى يمثل إجمالى الأجور بالعليون جنيه بميزانية الدولة
 حسب القطاعات خلال الفترة من ١٩٨٧/٨٦ ١٩٩٢/٩١ .

1444/1441	1991/1990	199-/1949	1949/1944	1244/1244	1944/1941	السانة
14.146	11414	1-774	ARAR	VAIT	1111	السلمية
AVYT	Y£Y1	1797	66	EVIY	7A77	الخدمات الإنتاجيــة
11477	1-191	4-44	37.64	7+£7	PAAV	الخدمات الاجتماعية
7£7£¥	TRAT.	****	77207	19319	17574	الإجمالي السام

والمطلوب ،

- ١ تقدير معادلة الاتجاه العام القطاعات السلعية بإستخدام طريقة التمهيد باليد .
- ٢ تقدير معادلة الاتجاه العام لقطاعات الخدمات الإنتاجية بإستخدام أشباه المتوسطات.

- تقدير الاتجاه العام للقطاعات الاجتماعية بإستخدام الأوساط المتحركة.
- ٤ تقدير معادلة الاتجاه العام للقطاعات الاجتماعية بإستخدام طريقة المربعات الصغرى.
- ٤ فيما يلى فيمة المبيعات لإحدى الشركات سنويا (بملايين الجنيهات). في الفترة من ١٩٨٥ - ١٩٩١.

1411	199•	1941	14.4	YAPE	15,87	1940	1948	1547	19,47	1541	19.4	السنة
14	11	11	1.	18	18	٧	٦	-	A	٢	Y	الغيمة

والمطلوب :

- ١ توفيق خط الاتجاء العام المبيعات بإستخدام طريقة المربعات الصغرى إذا
 اتخذت (أ) سنة الأساس (١٩٨٠) (ب) سنة الأساس منتصف السلسلة.
 - ٢ تخليص الظاهرة من أثر الانجاء العام.
 - ٣ قياس الخطأ المعياري التقدير.
 - ٤ تقدير المبيعات عامى ١٩٩٤ ، ١٩٩٧.
- قياس القيمة الانجاهية المبيعات بإستخدام الوسط المتحرك في تمرين رقم
 (٣) السابق في حالتين:
 - (أ) طول الدورة (٣) سنوات، وطول الدورة (٤) سنوات .
 - (ب) تخليص الظاهرة من أثر الاتجاه العام.

٦ - المطلوب :

(أ) تحديد معادلة الاتجاه العام للسلسلة الزمنية النالية بإستخدام أشباة المتوسطات (متوسطى نصفى السلسلة) بفرض أنه مستقيم .

1941	1944	1577	1941	1940	1948	1987	1441	1941	194+	السنة
110	244	aoí	070	170	0-1	2717	£TY	££T		متوسط نصيب الغرد من الدخل بالدولار

(ب) التنبؤ بمتوسط نصيب الفرد من الدخل بالدولار عامى ١٩٩١ ، ١٩٩٥ ،

 ٧ - فيما يلى عدد الطابة المقيدين بكليات الدجارة في ج. م. ع خلال الفترة من ٨٨ / ١٩٨٩ -١٩٩٤ .

1918/1997	1117/1117	1117/1111	1911/199•	111-/1141	1941/1944	اسنة
1770	METAT	1117-	1-4-44	1150-1	HEYHA	عد اللنبة

واللطلوب:

- ١ تحديد معادلة الاتجاء العام لهؤلاء الطلاب بإستخدام طريقة المربعات الصغرى.
- ٢ -- تقدير عدد العلاب بكليات التجارة عن عامى ٩٧/٩٦ ، ٩٩//٩٨ ، ١٩٩٩/٩٨
 وفقاً للسلسلة السليقة .
- ٨ فيما يلى ساسلة زمنية ربع سنوية (فصلية) لإنتاج أحد المصانع خلال الفنرة من ١٩٩٣ - ١٩٩٧ (بالمليون رحدة).

1997	1997	1990	1998	1997	السنة
17,7	94,4	۹۳,۸	A4,£	9.,0	الأول
۸۳,۲	47,7	A1,Y	۸۰,۵	٧٩,٦	الثاني
V4,-	۸٦,٥	۸۱,۵	٧٨,٥	17,70	الذائث
49,5	۹۳,۷	49,1	49,4	47,6	الرابع

والمطلوب ،

- (أ) تقدير الحركة الموسمية للسلسلة الزمنية.
- (ب) تخليص الظاهرة من أثر الموسم عن الفصول الأربعة لعام ١٩٩٧.
 - (ج) تخليص الظاهرة من التغيرات العشوائية .
 - (د) تقدير التغيرات الدورية عن سنوات السلسلة.
- ٩ فيما يلي الإستهلاك الفصلي من البترول بألاف البراميل بإحدى الدول خلال أربع منوات.

1994	1997	1997	1990	الفسل
44	17	177	77	الأول
43	٤٠	۳A	٤١	الثاني
70	٥٠	٤٥	27	النالث
££	٤١	٤٠	79	الرابع

والمطلوب :

- أ) حساب معادلة الانجاه العام بإستخدام طريقة المربعات الصغرى بفرض أنه خط مستقيم.
 - (ب) تخليص الظاهرة من تأثير الإتجاء العام.
 - (ج) حساب الحركة الموسمية.
 - (د) تخليص الظاهرة من التأثير الموسمى فقط .
 - (هـ) حساب كل من التأثيرات العشوائية والدورية.
 - (و) التخلص من التأثيرات العشوائية.
 - (ز) تقدير القيمة الاتجاهية للإستهلاك عام ٢٠٠١.
 - (ح) تقدير القيم الموسمية للإستهلاك خلال عام ٢٠٠١.

جـــداول

(۱) جدول لوغاريتات الاعداد لاربعة أرقام عشرية (ب) جدول الاعداد العشوائية

لوغاريتات الاعداد مربعة أرقام عشرية

								1
٧	٦	•		٣	٧	١	•	المدد
-148	-ror	-414	• 111•	-144		۰۰٤٣	• • • •	١.
- 747	-710	٧٠٢٠	٠٥ ١٩		- 197	. 504	. 118	- 11
1-44	1	-474	+41.8	- 194	374.	- 474	- ٧٩٢	. 11
1777	1770	14.4	17.71	1779	17-7	1111	1179	١٣
1777	3371	1718	10,.5	1007	1077	1897	1731	18
1101	1471	11-1	14, 0	1887	1414	174.	1771	10
7777	77-1	7140	41.4	7 177	4.40	Y+7.	13.7	17
444.	7500	757-	45 0	Y .	7500	444 .	3.77	17
4414	4140	7777	77 · A	7770	1-17	YOY /	7007	14
4450	7977	74	AV. V	FOAY	TATT	YAI	YVAA	14
۳۱٦٠	7174	TIIA	****	T.V0	y-80	r.rr	r-1-	۲٠
0777	44.60	2777	77.8	3417	7777	2377	TTTT	11.
ro1-	T0 £ 1	TOTY	T0.T	TEAT	411	7885	3737	77
7387	FYV7	***	7707	3777	7700	7777	VITY	۲۳
1177	44.4	TART	3 /AY	FOAT	YATA	TAT	44.4	48
£ • 4 4	£+4Y	٤٠٦٥	8 • 8 1	£-173	11-3	¥117	T4Y4	70
9773	P373	2777	2173	£ Y • •	2113	1773	-013	17
EEYO	1-33	2797	17VA	7773	F373	173	3173	YY
PVO	3703	4303	7103	1103	£0.4	£ £ Å`'	££YY	YA
. VYV	EVIT	175	27/73	1779	101	٤٦٢	£7 Y£	79
EAV1	¥AeV	2313	1113	£41£	٤٨٠.	J'AV3	1773	۳۰
-11	1444	TAPS	2979	6900	7373	1113	1111	٣١
110	0177	1110	01.0	77.0	0 · V4	ه٠٦٠	0.01	77
777	9777	eye.	v 170	PYYE	1170	019/.	٥١٨٥	77
14.5	1970	AYTO	1 "70	oror	OTE -	ort .	0710	71

(تابع) لوغاريتان الأعداد لاربعة أرقام عشرية

				سروق	الف					
9	٨	٧	7	•	ŧ	٣		1	1	
۳v	**	44	Yo	*1	17	14	A	ŧ	-445	-771
44	۲.	77	77	- 11	10	11	٨	٤	• Y00	-٧14
41	YA	Y£	4.1	17	3.6	1-	٧	٧.	11-1	1-44
71	**	77	11	17	W	1.	7	٣	187-	1744
**	44	*1	14	10	14	4	٦	٣	IVTY	14-1
۲e	YY	٧.	17	11	11	A	٦	۳	Y-18	1447
7 8	41	14	13	11	11	A	•	٣	PYTY	TYOT
YY	۲.	۱۷	10	11	١.	٧		Y	7079	Y0-1
41	11	17	11	3.7	1	٧		۲	4470	TVEY
۲.	14	17	17	11	4	٧	٤	۲	1944	7117
11	17	10	18	11	A	٦	٤	۲	77-1	TIAL
1.6	17	11	14	9.	٨	٦.	4	٧	78-8	TTAO
17	10	11	14	1-	٨	4		٧	APOT	TOYS
17	10	14	11	4	* Y	4	£	۲	TVAE	TV13
17	31	14	11	4	٧		٤	۲	7474	7180
10	11	17	١.	4	٧		۳	۲	£144	2113
10	18	11	١.	A	٧		٣	۲	APYS	ETAT
31	15.	3.1	4	A	7		٣	Y	£807	£ £ £ -
11	14	11	4	٨	1		٣	۲	£7-9	3903
14	14	1.	٩	٧	7	٤	۲	١	₹ Y ∘ Y	4343
۱۳	11	1.	4	٧	٦	£	٣	١	٤٩٠٠	FAA3
11	11	1.	A	٧	7	£	r	1	0.TA	0.75
11	11	4	A	٧		٤	٣.	1	9177	0101
11	1.	4	٨	3	•	٤	٣	١	07-7	PAYO
11	1.	4	٨	٦		٤	٣	١.	AYZO	F130

لوغاريتهات الاعداد لأربعة أرقام عشرية

٧	٦	۰	٤	٣	۲	١		المدر
ootv	0011	00-7	• ٤٩	0{YA	0570	0 { 0 Y	0881	1 40
•7£V	0770	7770	1170	0011	oo AY	0 0 V 0	7500	177
۹۷٦٢	ovoy	۰٤۷م	OVT !	0414	04.0	0798	TAFO	TV
٥٨٧٧	27.Vo	0 A 0 0	٥٨٤	٥٨٣٢	OATI	01.4	1840	۳۸
۸۸۶۰	09VV	0977	090	0988	0977	0971	0111	14
1-11	٠٨٠	7.Ve	4.41	1007	7-57	7.51	7-71	٤٠
1.75	7141	314.	117	717-	7151	ATIT	AYIF	13
34.8	3748	3775	777	7777	7707	TYEY	7777	13
26.0	7490	٩٣٨٥	۱۳۷۰	2770	7500	4250	7770	٤٣.
70-4	7895	3435	JEV.	3737	3035	7886	7570	33
1011	709.	10A+	1071	IFOF	1001	7017	7077	€0
7797	3788	7770	7770	rorr	7787	7777	AYFF	£7
۹۸۷۶	TYYF	7777	7401	PBVF	PTVF	177	TYVE	٤٧
1440	FFAF	7407	7 88/	PYAF	٠٦٨٢٠	171	TAIY	£A.
3778	7900	7467	795,	7978	747.	7111	74-1	٤٩
٧٠٠-	V-£7	V-TT	V-Y5	V-17	VV	3114	744+	٥٠
V140	7177	V11A	V11:	V1-1	4.42	Y•A8	7.77	01
VYIA	411	44.4	771Y	AIVe	VIVV	ALIA	*****	ΘY
٧٣٠٠	7777	3777	YYYC	Y1"1Y	4404	VYel	7377	۳٥
۰ ۸۳۷	VTVY	3774	٧٢٥٠	VYEA	446.	VTTY	VTTE	9.0
7637	7101	7111	۷٤۲۰	VETV	VE11	713V	V£ • £	00
7077	VOYA	YOY.	V#11	V0.0	Y£ ¶Y	V£4-	YA3V	٦٥
7177	41.E	464	VaA4	YAAY	YeYt	FFeY	7009	۷۵
FAFY	PYFY	7777	YTTS	Yary	PIFY	7357	37 57	44
٠٢٧٧	Yeyy	4410	YYT/	VVTI	***	4412	VV-1	99
				4.6				

(تابيع) لوغاربتهات الأعداد لاربعة أرقام عشرية

				ــروق	الق		-	-		
1	٨	٧	٦		٤	۲	۲	١	1	٨
11	1-	٨	٧	٦		٤	۲	1	9001	2700
1.	•	A	٧	7	۰	٤	. Y	1	۵۳۷۰	AOFO
1.	4	A	٧	- 3	•	٣	- 1	1	FAYO	0770
1.	1	Α	٧	٦	۰	٣	۲	1	9499	۰۸۸۸
1.	4	٨	٧	0	٤	٣	` Y	1	7-1-	0111
1.	4	A	٦		٤	٣	Y	١	3117	71-7
4	A	٧	7	•	٤	٣	۲	1	7777	7717
4	٨	٧	1	۰	٤	T	۲	5	7770	3171
4	٨	٧	7	0	٤		۲		7570	1610
4	٨	٧	٦	•	٤	٣	۲	1	7044	7017
4	٨	٧	٦	•	٤	٣	۲	1	AIFF	11-1
A	٧	٧	٦	٥	٤	٣	۲	1	7717	7V-Y
٨	٧	٦.	•	0	٤	٣	۲	3	74.5	1748
٨	٧	٦	۰	£	٤	٣	۲	1	7245	311
٨	٧	٦	0	٤	1	٣	Ŧ	1	1441	7477
A	٧	4	•	٤	٣	٣	۲	١	V-7V	V-01
A	٧	7	•	٤	٣	٣	۲.	1	7917	YIET
٧	- A	3		£	۲	۲	Y	١	٩٢٢٥	***
٧	7	7	٥	٤	٣	۲	۲	1	FITV	YY . A
٧	٦	٦		٤	۳	۲	۲	١	7777	VTAA
Y	٦	•	٥	€	٣	۲	۳	1	3434	V£77
٧	٦	•	٥	٤	٣	۲	۲	Δj	Y001	YOST
٧	٦	•	٥	٤	٣	Y	۲	1	YTYY	V114
٧.	٦.	٥	٤	٤	٣	۲	1	1	1.44	3777
7	٦	0	٤	٤	٣	۲	1	1	3777	7777

لوغاريات الاعداد لاربعة أرقام عشرية

٧	٦	•	ξ	٣	۲	١		العدد
٧٨٣٢	۷۸۲۰	VAIA	VA1+	٧٨٠٣	7717	V / A 4	VVAY	٦.
V4-1	7747	PAAY	YAAY	VAV	AFAY	٧4٦٠	74 9 T	11
7477	7417	100	1907	V4 £ 0	7171	1717	YTE	77
A+£1	1.50	A-4A	1-41	A-18	A - • Y	۸٠	VAAT	77
A1+1	A1-Y	K-47	/ - A4	۸۰۸۲	V-A0	7-33	۸٠٦٢	3.7
FVIA	A175	777	1107	A181	ATEY	٨١٢٦	AIYS	10
1374	ATT#	AYYA	1777	ATTO	A4.4	44-14	4140	77
7.78	774	AYST	/ YAY \	AYA •	AYYE	٧٢٦٧	1771	٦٧
ATV -	۸۳٦٢	ATOY	1071	ATEE	ATPA	V/ L1	ATTO	۸۲
YTZA	7734	AEY •	1 618	A£•V	4.34	٥٩٣٨	۸۳۸۸	11
3734	۸٤۸۸	YABA	7 7 31	A £ V •	7F3A	Afov	1034	: y.
Vooo	P3 0A	YBOY	1024	APT1	Volo	1014	40 IT	V \
OIFA	11-1	7.77	/ 04Y	1894	VeVo	Anva	AOVT	YY
۹۷۶۸	۱۲۲۸	YFFA	Yorn	IOFA	4150	A 184	ATTT	٧٣
AVTT	۸۷۲۷	AVYY	FIVA	VA1-	44.£	APITA	775	V£
1.044	۸۷۸۰	PVVA	3774	۸۳۷۸	۲۲۷۸	FOVA	1044	٧٥
A3AA	AA£Y	۸۸۳۷	AATI	AAYO	AAY •	A/.18	**	7.7
2 • PA	1111	***	$\mathbf{A}\mathbf{V}\mathbf{V}\mathbf{A}$	AAAY	LAVY	۲۷۰۸	•FAA	VV
*FFA	3014	1127	7381	ATTA	ATTY	ለ ጎፕ ሃ	1784	٧A
1.10	44	4 8	/ 11A	1111	MANY	71.67	TVPA	. ٧٩
1-11	4-77	4-04	4-07	4-24	4-87	7.77	1-71	٨٠
1177	4110	4117	41.7	41-1	1-11	4.4.	9-40	A
1140	114.	4170	Pale	3018	1181	4188	1111	AY
4777	1777	1117	4717	11.1	47-1	4:43	1111	Α٣
1171	4448	1771	4777	1404	9707	4-54	4757	Aξ
				-				

(تابع) لوغاريتان الاعداد لاربعة أرقام عشرية

				سروق	الف_				- 4	
1	٨	٧	٦	•	٤	٣	۲	١		٨
٦	٦		٤	٤	٣	۲	١	1	YAET	٧٨٣٩
7	٦		٤	٤	٣	۲	- 1	1	V11V	V11-
٦	٦	٥	£	٣	٣	۲	- 1	3	VAAV	V4A+
7	0		٤	٣	٣	۲	1	- 1	A-00	٨٠٤٨
٦	٦	4	٤	٣	٣	۲	1	1	ATTY	Alli
٦		•	٤	٣	٣	۲	1	1	AIAS	ATAY
٦	0	•	3	T	٣	۲	- 1	1	3074	AYEA
7	٥	•	٤	٣	٣	Y	1	3	ATIS	ATIT
٦	•	٤	٤	٣	٣	٧	- 1	1	VLVA	AYVI
٦	•	٤	٤	٣	۲	Y	1	١	AEEO	AETS
٦	٠	٤	٤	٣	٧	۲	1	1	F-04	٨
•		٤	٤	۳	Y	۲	1	1	VFOX	1701
•	٥	٤	£	٣	Y	۲	1	1	YYFA	1778
•	٥	٤	٤	٣	۲	۲	1	1	FAFA	111
•	٥	٤	٤	٣	۲	۲	١	١	AYEe	PTYA
•	•	٤	٣	٢	۲	۲	1	١	۸۸۰۲	AYAY
•	•	٤	٣	٣	۲	۲	1	1	POAA	3044
•	٤	٤	٣	٣	۲	Y	1	1	1910	4114
٥	٤	٤	٣	٣	Y	۲	1	1	147 1	٩٢٨
•	٤	٤	٣	٣	Y	۲	1	١	1-40	4-4-
•	٤	٤	٣	۳	Y	۲	١	١	4-74	4.48
8	٤	٤	٣	٣	4	Y	1	1	1177	ATER
٥.	٤	٤	٣	٣	۲	Y	1	١	7317	-112
•	٤	٤	T	٣	۲	Y	1	1	4777	1777
•	٤	٤	٣	٣	Y	۲	1	1	4444	3446

_ 0 · Y _

لوغازيتات الاعداد لاربعة أرقام عشرية

٧	1		٤.	٣	۲	1	•	العدد
977.	9770	977.	97 10	17-1	17-8	4754	1718	٨٠
444	1770	177	9770	477-	1700	9800	9750	7.4
127.	9840	984.	9810	181-	98.0	98	1790	AV
1111	1111	1811	1810	1871	1200	180 -	4880	٨٨
AYA	4077	1014	1017	10-1	10-8	1811	1818	۸۹
1077	1041	1077	40 14	1007	1007	1087	7367	4.
3772	4114	3112	44.4	17.0	44	9790	101-	11
1777	1777	1771	41.74	1707	4757	1387	ATEP	44
1717	1117	44.4	44 7	1711	1718	FAFF	0AFP	17
1777	1401	1408	147 -	4450	1376	1777	1771	98
14-1	14.0	44	44.0	1711	1441	1447	1777	90
301	140.	9880	1388	4477	4444	4847	244	17
1111	3787	141.	FAAP	1441	4444	TVAP	AFAP	17
1187	1171	9978	197 -	1117	1171	4414	1111	14
1147	4447	1144	3448	1171	1170	4411	1101	11
٠٠٣٠		***	•••	18	•••٩	• • • • •	••••	1
••٧٣	74	• • * * •	•• 7 •		01	·· £/	** 18	1-1
-111	-111	-1-4	.1.1		90	4.	7A	1.4
-101	-108	-151	.162	131.	- 177	- 177	-14V	1.7
-111	-190	-111	-14/	- IAY	-144	• } \	.14.	1-1
137-	-777	- 777	• 44.5	377.	. * * * *	F17.	. ****	1.0
-YAY	- ۲۷۸	- 777	-441	057.	117	-401	-Yor	1.7
.444	*****	-111	17.	· r · 7		.444	397-	1.4
757	·ToA	.705	· Yo	137-	-717	- የፕፕለ	*TT E	1.4
4-3-	187	-448	-44	FAY-	- 444	۰۳۷۸	. 272	1.4
				_0.4	_			

(تابع) لوغاريتان الأعداد لأرسه أرقام عشرية

			-	سروق	الف				-	
4	Å	v	٦	•	٤	٣	۲	١	- (۸
•	٤	£	۳	۳	۲	۲	1	1	478.	9770
•	٤	٤	٣	٣	۲	Y	1	- 1		9740
٤	٤	٣	٣	۲	٧	- 1	- 1	•	188.	4540
٤	٤	٣	٣	Y	٧	1	1		4884	4686
٤	٤	٣	٣	Y	۲	1	١	٠	151. 151. 151. 1071	9077
٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	1	•	7017	1001
٤	٤	٣	٣	Y	۲	1	1	•	4777	AYFF
٤	٤	٣	٣	۲	Y	- 1	1	٠	414.	4770
\$	٤	٣	٣	۲	۲	1	1	•	1777	1777
\$	٤	٣	٣	۲	*	1	1	٠	4777	AFYE
٤	ŧ	٣	٣	۲	٧	1	1	٠	4414	4416
٤	٤	٣	٣	۲	۲	1	1	٠	777	1401
£ .	٤	٣	٣	۲	۲	1	1	•	44.4	11.5
£ .	٤	٣	٣	۲	۲	1	1	•	1407	ASPP
٤	٣	٣	٣	٧	۲	١	1	٠	4444	1111
								1	۸۲	••٧٧
									371.	.14.
								,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	-177	1771
									٠٢٠٨	٠٢٠٤
								***************************************	-719	.450
								ŧ	- ۲۹ -	787
								;	. ***	. 277
									• ٣٧٠	. 411
									- 13 -	7-3-

اعداد عشوائية

F			
10 -4 VY YV A1	T. A0 13 1/	L el vo el s	
	1	LATY AND	1
	TA 99 1 49 77	1.	19 17 80 85 TV
	27 VV .7 7 - YV		TO AT TO TY TE
	-VVA VAOVO		T- 17 - 17 - 1
10 (1 (1 10 10		1	THE TOTAL
-A AY 97 1 - 97	4107 - 7179	9 · FV %	110-71 6-7
** AF 13 *Y AT	44 VF # . F AY		PF 7. 77 13 13
TY 77 EA AT TI	TA 00 10 97 9V	+141 E4 1Y '	1.30312490
P . AT . A 0 . TA	LV AV J. A1 A3	1 13 40 VS 31	2131 11112
13 A3 -3 -Y FV	TA 40 : Y A4 VO	OV £ € € 4.	71971, VETE
		1	
		74 -E 77 -T	
A1 VA £4 4A YE			A . Po 17 TA 1A
10 15 11 77 71	14 of / · 10 AY	· * * * * * * * * * * * * * * * * * * *	PY F- 07 PA 37
11 14 00 TP 10	37 1-7. VO IV	7A 7 - 0V 1	VE 11 45 EE E1
41 44 64 44 46	AV -1 40 4. 0.	2 1A PY YY OA	VA .A V. L. OL
1V A - EV Vo -4	11 17 05 07 40		70 0V · V A0 77
77 73 PO AY YY			£7 0£ ·· £ · · 0
V1 4V 4E T4 4T			£7 1£ 77 17 0V
14 14 61 71 17		1	YO T - TO YA IT
18 17 17 17			10 70 70 70 70 70
	0.00		
13 YT 4- TY E1	42 14 1 0 P3 PV	-7 1718 10 8:	33 17 73 VP 77
74 74 74 0E VY	YT .Y 7: 41 Yo	•V A178 A• 5	TA VY A3 Po - F
PY 73 FV -1 AY	74 Yo . YP 73	A4 48 V4 A5 0	19 11 90 9- 10
77 77 77 0- 77	*1717 7774	18 VY 11 YO AT	77 3A 3 · 17 VF
21 -A TY 7E	17 5 77 67	7£ 7£ 77 7V	V- 07 FV 78 73

اعداد عشوائية

10 Y1 VE 17 TO - WT1 Y1 ET - 1 - 1 T4 XE Y4 EA 11 17 Y0 40 - A *1 . Y VO 10 08 YY A. 07 VV TY YE A1 AV AE A1 EY 18 18 1. EY P3 Y- 70 Y- -- P0 77 73 7- -1 A- 71 FF 07 YP P1 FF V3 P1 AA 7 · F3 · 7 AP V3 VA · 1 A · 3 F A ! A 7 ! I V · 3 ! F7 | F · FV 3 F ! F V7 70 Y - ET - - E - Y - TY AE 10 TY OI 7 - A 1 - A 1 TY Y 1 OT A 7 Y 4 70 77 87 79 77 A9 90 99 07 17 80 77 97 77 77 79 97 97 TP 9F A1 PV AF . 88 FF AV 17 .0 AA 1A 0. F. Y. TA V9 1A 70 97 13 14 AP 73 PO PF 3 - PI OV -7 FA AV 3F F7 70 - 30 - 7 70 OA 3A PE A - 1 VI AY OF VY TV 17 PT AT AT IV 1- AT - A 44 A. 17 PF PT -T 17 YP OX V3 O3 11 PO OP -3 73 FF 3P TE O VY YY7. 91 . 1 77 77 07 02 77 . 7 . 70 . 9 . 77 77 77 77 10 A4 72 17 47 F. IV IA VY OV AT -F 3- F3 PP VI I - 1 TY IA 3P IA AT P. T1 14 17 11 24 OF 74 OF YY YO YY YO Y 17 1 11 71 P1 17 AA YF OF VE OF Y1 9 - 7 - 79 PF 97 97 YF 18 7 - V4 OT 97 AS 60 70 T. TY TA . E OT VO AV TT . O TE TY OA -E V9 91 TI AY . T TE 48 AE A. YA TO T4 4. T. . I IV TA AE 48 TV IV 4. 4V EE TT 71 FO TY FF OF OF PY Y1 17 10 3A AA YT F. O' YY - PO PA TT \$A -7 29 -6 VO E0 92 27 27 9. YO V7 71 07 11 90 -7 07 7. 72 07 75 7 · 6 · • 1 1 1 5 · VE · · A4 17 7 · VY (0 V · Y4 74 74 77 YY YY 3Y 3A + 3 TA PP VI VI AB - 1 VB 3P + Y 73 TP FI PA AF 12

اعداد عشوائية

T1 YT EY YT A1 AT 1 · A1 E · 31 TT YY ·Y E · 41 17 · 1 YY 77 Y7 A. FF 30 3A YP A. -Y -Y PP 37 FY 0Y 17 YO 0P A3 A7 FP 1F 33 77 71 00 P0 33 -3 77 37 P1 (V P7 4- 7- PP 70 VP YA PT PP TP 3 - VI VP - P Y -] 03 PV FI 30 PI - + TV VY V - 3P | 17 Y - PI FA 0Y TV 3+ TO AS TP AO FF VY PY OS AV PO PS IV I + LAS IS FV YF OP -V FF F3 37 F- 17 Y3 V0 PA PV FY Y1 V0 A0 10 AF AI F3 P0 FP 7. VI 00 00 AF AT P. TP 33 VF F. . P 03 A. FY 00 FO 03 10 AY VA IV VO IV OV - P FI FV Y · VY OY FY · A YA YY AP 7A O3 3V VO 10 YY 4T EA YO | .. OF TT a. . 4 : E : . 11 : . 1 4T . 1 17 0 : T. 04 F. OF VA 3F 14. FF FF FV 17 AA YT .F .7 7F OF 3Y 03 PO A. 00 3P PV 0- AP TP TY VY AY OF TP YA FA PP TI 31 YF AY FA VO 10 AE OF 17 7A 77 77 77 77 77 77 77 77 77 77 77 70 3A 01 . 2 67 PY TY OL F3 -V L3 PO FA YY O- PY AL TO YE AP VA 33 P-Y" Y" OV ER YR TO RE . 1 AA IR AA . R TE YO Y. 174 Y " " " IY . 3 17 V1 A1 - 7 7A 7F - 1 F 1 OV 37 OV FF 77 10 FF VV A0 73 FY YY PY FA +A F0 | YY Y0 F3 F0 PA | FY IF Y- PF YY | 30 -F AY 3Y YA YY OA AO OP 03 07 -3 30 -7 TY 13 00 3Y PO FF YF 1- -1 PO Y-33 AF FT PY YY 1 P 7 - 1 A3 Y - 1 - 1 P FF FF TF 03 0 - VY 1 - 3 T 11 . TY - E - SE 1 1A - E Y7 OF 7Y E - TY TY 1 - O1 EY Y - 1 - V7 - 1 35 1A V3 OF FY -0 VF -A 0 - - F F3 FV -7 F0 F1 VY A1 37 Y1 Y0 37 /F 10 YA FF VO YT 3- TT 1- VY YY - 11 YF TT Y3 Y3 3P FO 72 - 1 14 73 05 FT AT - 1 47 10 11 - 1 13 41 43 71 71 71 41 14 AT VF YA .. IF VI V3 . F 3 . Y7 0 P . V PV 70 37 IP A . Y1 0A . F F0 A . VA FO TA 31 FF . FY OY TT F1 1 - . . . OF TY F1 30 . A FF 0 - AY FT

المضهرس

ص	الموضوع	
٣		المقدمسة
0	ل : مقدمة وتماريث	القصل الأو
	نشأة وتطور ومجالات ومراحل علم الاحصاء	
11	نى : جمع البيانات والمعاومات الاحصائية	أتغصل الذ
	مصادر البيانات الاحصائية ، وأساليب جمعها - المصر	
44	الشامل، العينات – وأتواع العينيات الاحصائية	
	وسائل جمع البيانات الاحصائية من الميدان	
	(كشف البحث ~ صحيفة الاستقصاء أو الإستيبان)	
	الث : تصيف وعرض البيانات الاحصائية	القصل الذ
T Y	نث الأول : تمنيف وعرض البياناتُ في صورة جدولية /	المب
	(التصنيف اليدرى -البيانات المنفصلة أرالمتصلة -	
	التصنيف الآلي)	
01	ث الثاني : العرض البياني للبيانات الإحصائية	الميم
	(الاعمدة البيانية ، الغط البياني ، الدائرة)	
	المدرج التكراري ، المصلم التكراري ، المدحني التكراري)	

من	الموضوع
١٠٠.	النصل الرابع : تعليل البيانات الاحصائية
۱۰۱-	مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات الاحصائية)
۱۰۳.	المبحث الأول : الوسط الحمابي
	المبحث الثانى: الوميط
181.	المبحث الذالث : المنوال
107.	المبحث الرابع: (العلاقة بين المتوسطات المابقة)
17.	والمبحث الخامس : الومط الهندسي
17.4	والمبحث السادس : الوسط النوافقي
	النصل النامس : مناريس النفت
a name of Allies	أولاً: (المدى ، الانصراف الربيمي ، الإنصراف المتـرسط
	الانمراف المياري)
4.1	ثانياً : معَايِيسِ التشنت النسبي
۲۱.	معامل الاختلاف المعياري
410	معامل الاختلاف الربيعي
۲۲۰	منحلی اورنز
779	الغمل السادس : الالتواء والعزوم والتفرطح
	الجزء الأول : الإلقواء
777	معاملات الإلدواء لييروسون (ت, ، ت,)
	معامل الإلتواء لياولي (ت،)

من	الموضوع
744	الجزء الثاني : العزوم
717	العزرم حول الصغر
767	العزوم حول الوسط الحسابي (العزوم العركزية)
Y0+-	العزوم العامة
Y0¥	العزوم المختصرة
100-	العزوم ومقاييس الإلتواء
YOA	الجزء الثالث : التفرطح
Y74-	الفصل السابع : دراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر
***	المبحث الأول : تحليل الاتحدار البسيط
	(خط الانحدار) ثابت الاتحدار ، الخطأ المعياري)
111-	المبحث الثانى : الإرتباط
	(شكل الإنتشار ،مغامل الارتباط حسب معامل الارتباط
793	الخطى البعيط (بيرمون)
712-	معامل سبيرمان لإرتباط الرتب
*YX	معامل الإقتران
***	الفصل الثامن : الأرقام القياسية
174	الرقم القياسي وأنواعه وإستخداماته
	الأرقام القياسية الزمانية ، الأقام القياسية المكانية الأرقام
- 1	القياسية للأسعار ، الأرقام القياسية الكميات طرق حساب
T£1	الأرقام القياسية المختلفة لمجموعة من السلع

ص	الموضوع	
To	١ – الرقم القياس النجميعي البسيط	
T11 -	٢ - الرقم القياسي التجميعي المرجح (لاسبير)	
TT -	٣ - الرقم القياسي النجميعي المرجح (باشي)	
	٤ – الرقم القياسي لمارشال وادجوارث	
۳۷۸ -	الأرقام القياسية بالمداسيب	
	(الأرقام القياسية البسيطة للمناسيب، الأرقام القياسية المرجحة	
441 -	المناميب (المناميب	
110-	إختيار الأرفام القياسية	
٤٧٢ -	تعديل الأرقام القياسية	
ETT -	الأرقام القيامية المتحركة ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	
	الفصل التاسع : السلاسل الزمدية (تحليل وقياس مكوناتها)	
EEY -	مكونات الماسلة الزمنية وتحليلها	
£££ -	(أ) تغيرات الاتجاه العام	
	(طريقة النصه يدباليد ، طريقة أشباه المتوسطات ، طريقة	
	المنوسطات، طريقة المتوسطات المتحركة كلريقة المربعات	
	الصغرى)	
£0A -	(الانجاه العام الخطى / وغير الخطى) ـــــــــــــــــــــــــــــــــــ	
£V£ -	إستيعاد أثر الانجاه العام	
	(ب) التغيرات الموسمية	
٤٨٩	(ج) التغيرات العرضية	
- ۲۸۹	(د) التغيرات الدورية	
0.1-	الجناول الاحصائية	

هذاالكناب

نشأة وتطور ومجالات ومراحل علم الإحصاء جمع البيانات والمعلومات الإحصائية تصنيف وعرض البيانات الاحصائية تخليل البيانات الاحصائية مقاييس التشتت الالتواء والعزوم والتفرطح دراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر الأرقام القياسية



